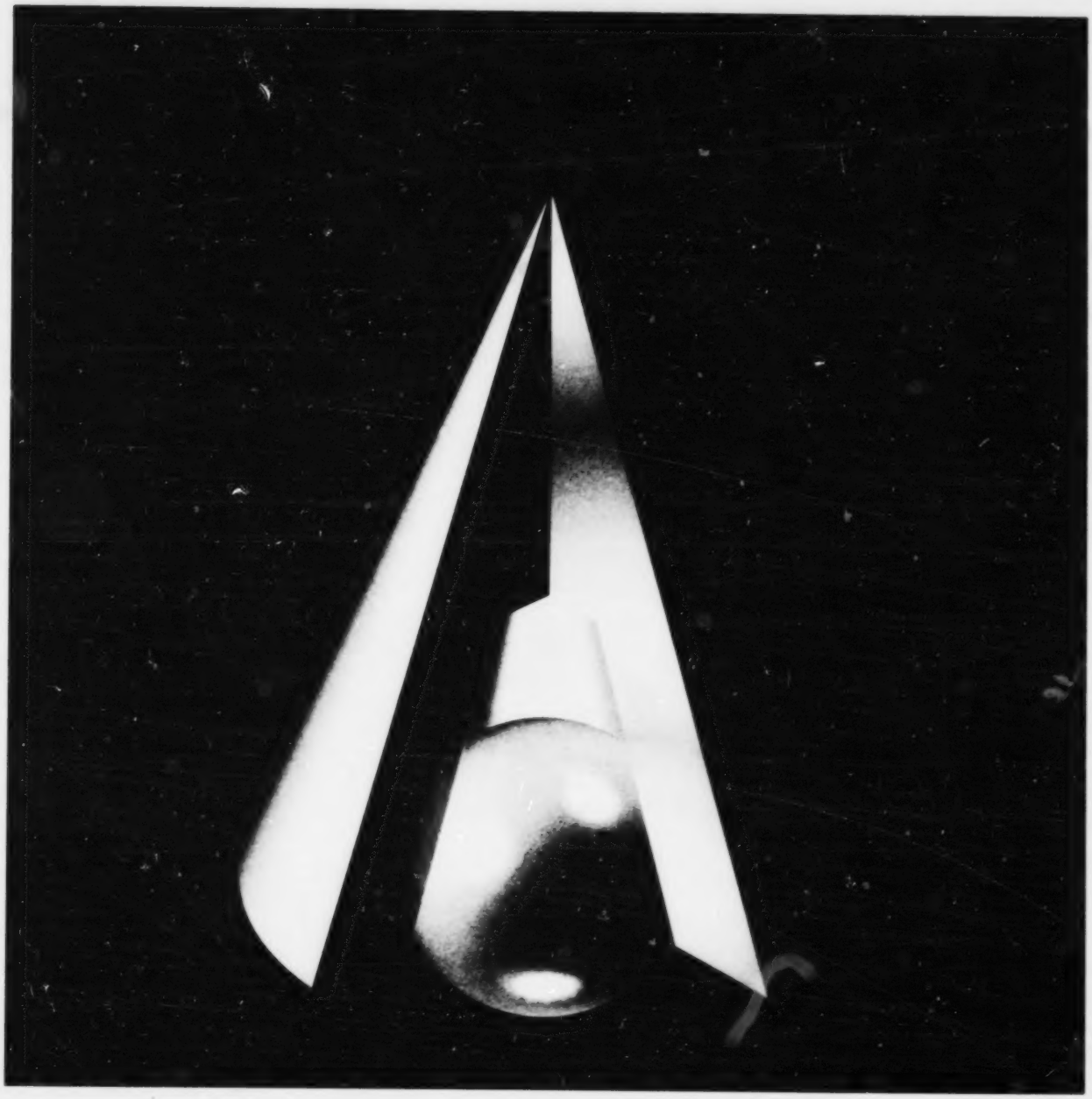
Research Paper Series

Analytical Studies Branch

In Search of Intergenerational Credit Constraints among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Credit Constraints

by Nathan D. Grawe

No. 158



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

The Analytical Studies Branch Research Paper Series provides for the circulation, on a pre-publication basis, of research conducted by Branch staff, visiting Fellows and academic associates. The Research Paper Series is intended to stimulate discussion on a variety of topics including labour, business firm dynamics, pensions, agriculture, mortality, language, immigration, statistical computing and simulation. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions. A list of titles appears inside the back cover of this paper.

Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices, provincial statistical focal points, research institutes, and speciality libraries. These papers can be downloaded from the internet at *www.statcan.ca*.

To obtain a collection of abstracts of the papers in the series and/or copies of individual papers (in French or English), please contact:

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
24th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-6325

101-02295/

In Search of Intergenerational Credit Constraints among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Credit Constraints

by

Nathan D. Grawe*

No. 158

11F0019MPE No. 158
ISSN: 1200-5223
ISBN: 0-660-18343-9

Price: $5.00 per issue, $25.00 annually

University of Chicago and Carleton College

Family and Labour Studies
24-I. R.H.Coats Building, Ottawa, K1A 0T6
Statistics Canada (613) 951-9047
Facsimile Number (613) 951-5403
miles.corak@statcan.ca

January 2001

* Thanks to Gary Becker, Paul Grawe, Casey Mulligan, Sherwin Rosen and Jenny Wahl for insightful and helpful comments. Thanks to Miles Corak, Sophie Lefebvre, and Statistics Canada for providing access to the data used in this paper. All interpretations and remaining errors are my own.

This paper represents the views of the author and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Aussi disponible en français

Table of Contents

I. Introduction.....1

II. The Model.....2

III. Credit Constraints and Non-Linearities.....3

IV. An Alternative Test of the Credit Constraints Hypothesis.....5

A. The Data.....6

B. Reviewing the Non-linearities.....7

C. Is it Credit Constraints? 8

V. Discussion of Results.....9

VI. Appendix: Selection Bias in QuantileRegression.....10

References.....22

Abstract

Several recent papers have cited non-linearities in the relationship between incomes of parents and their children as evidence of important intergenerational credit constraints. This paper argues that any pattern in the conditional expectation function can be justified by a properly constructed story with credit constraints. This raises questions about the validity of the approach. Quantile regressions provide an alternative test. Using data from Canadian tax files, this paper finds results contrary to the credit constraints hypothesis; the non-linearities in the regression function are driven by the low-ability (unconstrained) sons rather than high-ability (potentially constrained) sons.

Key Words: intergenerational income mobility, intergenerational credit constraints, quantile regression, lifecycle bias

JEL classification: I22, J24, J62

I. Introduction

In the second half of the 20th century, economists and sociologists have devoted considerable effort to measuring the degree of association between the economic achievement of parents and their children. More recently, a second thrust has developed to explain the observed association. Becker and Tomes (1979 and 1986) provide a model that suggests that intergenerational credit constraints are a potentially important determinant of the degree of income persistence. However, until recently there has been little empirical evidence to support the importance of credit constraints.

The intuition behind the prediction in Becker and Tomes is straightforward. Consider a father-son pair. Why might their incomes be positively related? First, just as height, weight, eye colour, and foot speed are passed from one generation to the next, market ability is also transmitted from father to son. In fact, some observable characteristics are elements of market skill.The correlation between the father's and son's skills indirectly links incomes.This connection is common to ail father-son pairs. But the association between the father's and son's success might also be directly related due to credit constraints. Low-income fathers may be unable to borrow enough to efficiently fund the child's education. And so even if two sons were of equal ability, differences in financial resources among fathers cause variance in the educational and economic outcomes of the children. As a result, income regresses to the mean more slowly among credit-constrained families.

Tests of this theory have developed along several different paths. Some studies examine differences in the estimated degree of income persistence across the lifecycle. Using U.S. data, Behrman and Taubman (1990) shows that income persistence is higher when fathers' incomes are observed in the year their sons are 14 years old than when fathers are measured later in the lifecycle. While Behrman and Taubman suggest that this result is evidence of binding credit constraints that limit the educational choices of the family, Grawe (2000) points out that lifecycle income variance patterns can also explain the observation. A second approach divides the constrained from the unconstrained on the basis of bequest information. (The model of Becker and Tomes suggests that constrained fathers will leave little to nothing in the form of bequests.) Mulligan (1997) estimates income persistence separately in the two groups and finds little or no evidence to suggest important credit constraint effects.

This paper examines a third approach that looks for non-linearities in the degree of income persistence over fathers' incomes. The non-linearity in the regression is supposed to capture the fact that the constraint is less binding as fathers' incomes increase. Behrman and Taubman (1990) and Solon (1992) estimate non-linear regressions but do not find the hypothesized pattern. One explanation of their failure to detect the effects of credit constraints is that the sample size in the Panel Study of Income Dynamics (which both studies use) is too small to allow for accurate estimation of flexible non-linear functions. As a result, the authors are forced to use simple quadratic forms that may be mis-specifications. Corak and Heisz (1999) avoid this problem with the use of a vast data set extracted from Canadian tax files. They find non-linearities in mean income persistence that could be consistent with a credit constraints model.

This paper argues that non-linearities in income persistence do not provide the basis for a valid test of the credit constraints model. Section II will formally present the model of Becker and Tomes both with and without credit constraints. The next section shows that the positive

relationship between father's income and son's ability makes it possible to explain any non-linear pattern with credit constraints. Section IV shows how quantile regressions provide an alternative to mean regression that does allow for rejection of the model. The reported results show that the Canadian data are not consistent with binding credit constraints. The final section concludes.

II. The Model

In order to theoretically understand the role of credit constraints in income persistence, I present a model originating in Becker and Tomes (1986) but more similar in form to the presentation in Mulligan (1997). Each family is composed of one father and one son. The father is endowed with ability a_f and schooling level h_f. These inputs produce wage income $w(a_f,h_f)$. In addition, the father may have access to financial assets x_f.

The problem of the father is to choose investments in the son so as to maximize $U(c_f,c_s)$ where c_f and c_s represent the consumption of the father and the son respectively. The investments can take one of two forms. First, the father can invest in the child's education h_s. Second, the father may invest in physical assets x_s which earn interest at rate r and are given to the child at adulthood. The father solves

(1)

$$\max_{c_f, c_s, h_s, x_s} U(c_s, c_f)$$

$$s.t. \quad c_f + h_s + x_s \leq w(a_f, h_f) + x_f$$
$$c_s \leq w(a_s, h_s) + (1+r)x_s$$

Assuming there are diminishing returns to the investment in education ($w_{hh} < 0$), the parent's choice between asset bequests and the level of child's education is made by equating the marginal returns to the two forms of investment

(2)

$$w_h(a_s, h_s) = 1 + r.$$

If ability increases the productivity of the educational investment ($w_{ha} < 0$) and the interest rate earned on assets is common to all parents, high-ability children will be given more education than low-ability children. This can be seen in Chart 1, which depicts the wage as a function of educational investment for three children with different levels of ability. The optimal level of the child's education is found where the wage function has a slope $1 + r$. The important point to note from the parental decision is that all children of the same ability will receive the same level of education (and earn the same wage) *regardless of the parent's ability or income*.[1]

[1] In the absence of credit constraints, the educational choice problem is an example of the Rotten Kid Theorem in Becker (1974). If the schooling choice were made by the son, he would make exactly the same choice as the father. So long as the child's consumption is a normal good in the father's utility function, they will agree to make the efficient educational choice and maximize the family "pie." When credit constraints are present, the Rotten Kid Theorem fails since the child's choice of education changes the prices that the father faces. That is, devoting one more dollar to education tightens the constraint by one dollar. This failure of the Rotten Kid Theorem follows Bergstrom (1989).

The joint distribution of parent and child wages is derived from parents' investment decisions in combination with the transmission of ability from parent to child. Suppose that ability of the child is given by

$$a_s = \psi a_f + \varepsilon_a \tag{3}$$

where ε_a is a mean-zero, random term with variance σ_a^2. Regression to the mean in observable characteristics suggests regression in unobservables like ability as well ($\psi < 1$). In the absence of credit constraints, regression in log income results from regression in ability.

When credit constraints are added to Problem (1) of the form $x_s > k$ for some constant k (often zero), the first order condition becomes

$$w_h(a_s, h_s) = (1+r) + \frac{\lambda}{U_2} \tag{4}$$

$$\lambda > 0 \text{ iff the constraint binds}$$

where λ is the marginal value of relaxing the constraint by one dollar. (I will refer to this version of Becker and Tomes as the "credit constraint model.") The impacts of a binding constraint are easily derived. Since the marginal cost (in terms of utility) of investing in the child's education is higher for constrained families, educational expenditures are lower. So the earned income of constrained children will be lower than that of unconstrained children with like ability and income will regress more slowly to the mean. This market incompleteness would disappear if fathers seeking financial investments could invest in the constrained child's education--after all, the return to a dollar so invested exceeds the market interest rate. The usual assumption made to justify the persistence of the incomplete market is that laws against slavery and indentured servitude are crafted in such a manner that the investor could never reclaim his investment.

III. Credit Constraints and Non-Linearities

Taking the insights of Becker and Tomes as given, authors have looked to identify groups which are arguably more or less constrained in order to test for the importance of credit constraints. Behrman and Taubman (1990) (hereafter BT) hypothesizes that families with low-income fathers are more constrained than families with high-income fathers; income persistence should be negatively related to father's income. In order to test this hypothesis, the study uses Panel Study of Income Dynamics (PSID) data to estimate the regression

$$w_s = \alpha + \beta_1 w_f + \beta_2 w_f^2 + \varepsilon \tag{5}$$

where w_s is son's log earnings, w_f is father's log earnings and ε is a mean-zero error term. $\beta_2 < 0$ supports the credit constraint hypothesis while $\beta_2 > 0$ is contrary to the hypothesis. Solon (1992), without formally stating the hypothesis, also estimates equation (5) using PSID data. Table 1 shows the results reported in these two studies. Both estimate a convex relationship between fathers' and sons' incomes contrary to the proposed credit constraint hypothesis. BT concludes that "the sign of the estimates suggests greater elasticities for higher parents' income, contradicting the Becker and Tomes' conjecture" (p. 122).

The conclusion that the results in Table 1 contradict Becker and Tomes is incorrect. The coefficient estimates do suggest a convex rather than concave relationship, but this is not in contradiction with the prediction made by Becker and Tomes. For reference, I repeat here the hypothesis presented by Becker and Tomes:[2]

> The direct relation between the earnings of parents and children in Eq. (7S.14) is likely to be concave rather than linear, because obstacles to the self-financing investments in children decline as parents' earnings increase.
>
> (7S.14) $w_s = \phi(a_s, w_f, k_s) + l_s$ (p. S12-S14)

where a_s is the child's endowed ability, l_s is "market luck" of the child (unknown at the time of the educational choice), and k_s includes government funding of education and a parental altruism parameter. The Becker and Tomes conjecture is that *conditional on the ability of the child*, the relationship between fathers' and sons' incomes will be concave. Studies like BT and Solon (1992) that do not control for the child's ability should not necessarily be expected to produce concave estimates.

This point is made very clearly in Corak and Heisz (1999) (hereafter CH). Using a roughly one-in-ten sample from the more than 300,000 father-son pairs drawn from Canadian tax files, they estimate a non-parametric, nearest-neighbourhood version of regression (5) and find that the conditional expectation function is S-shaped over fathers' incomes. The authors suggest that this finding might be explained by the credit constraints model. Fathers with very low income have sons of very low ability who do not seek education beyond that which is freely provided by the state. As a result, few if any low-income fathers face a binding constraint and those who are constrained are only slightly so. However, as the father's income and ability increase, the ability of the son also increases and more sons are severely constrained. The degree of income persistence rises. Finally, if the father's income is high enough, it is unlikely that a son of any level of ability will be constrained—income persistence falls.

In order to arrive at the hypothesis stated in BT, one must implicitly assume that the increase in fathers' incomes outpaces the increase in sons' abilities so that the constraint is less and less binding as fathers' incomes rise. The fact that two very different patterns (strictly concave and S-shaped) could be cited as evidence for the importance of credit constraints is worrisome. In fact, since the child's ability is correlated with the parent's income, *absolutely any* non-linear pattern could be justified by a properly crafted credit constraint story. This is demonstrated in Chart 2. The first two panels display the patterns suggest by BT and CH. Panel c is the "opposite" of the BT hypothesis. This pattern can be justified by reversing the implicit assumption in BT so that the increase in child's ability outpaces the father's ability to finance education. Panel d is the "opposite" of that observed by CH. Here, at low incomes, parents are unable to efficiently provide education to even the lowest ability children. As incomes rise, the financial gains outpace the increase in child ability and the constraint relaxes. Ultimately, the most able children are so able that even the most affluent parents face a binding constraint. Variations on these stories could obviously be created to explain any and every non-linear pattern.

[2] I have slightly changed notation from the original to match the notation used in this paper.

In order to better understand the intuition of Chart 2, suppose the degree of income persistence is given by

$$\beta(w_f) = \gamma + \kappa(w_f, \overline{a_s}(w_f)) \qquad (6)$$

$$\kappa(w_f, \overline{a_s}(w_f)) > 0 \text{ iff the constraint binds}$$

where $\overline{a_s}(w_f)$ is the expected ability of the son conditional on father's log earnings and κ captures the effects of the credit constraint. Then

$$\frac{d\beta}{dw_f} = \kappa_1 + \kappa_2 \frac{\partial \overline{a_s}}{\partial w_f}. \qquad (7)$$

Let w_f^* be the level of log income such that the father is able to efficiently self-finance the child's education even if the son has the maximum level of ability. Then for $w_f > w_f^*$ the degree of income persistence does not depend on fathers' incomes; $\beta = \gamma$. However, below this level of fathers' income $\beta > \gamma$. The pattern in β depends on how much β and γ differ at different levels of fathers' incomes. A higher level of father's income relaxes the constraint ($\kappa_1 > 0$) while higher ability of the child tightens the constraint ($\kappa_2 > 0$). Since the abilities of the sons are positively correlated with the earnings of the fathers ($\frac{\partial \overline{a_s}}{\partial w_f} > 0$), the sign of (7) is indeterminate. By carefully adjusting the relationship between fathers' incomes and sons' abilities, $\beta(w_f)$ can take on any pattern.

Some economists may argue from introspection or on some other basis that the constraint only binds in some range of fathers' incomes. For example, an economist might propose the hypothesis that credit constraints bind for lower-middle class fathers. Does specifying the range over which the credit constraints bind lead to a rejectable test using patterns in mean regression? Again the answer is negative. This is because there is no reason to believe that the relationship between fathers' and sons' incomes is linear in the absence of credit constraints. Even if ability is linearly related across generations, the transformation from ability to wages may be highly non-linear. If empirical estimation did not produce a higher estimated degree of income persistence in the range that was thought to be constrained, the economist might yet claim that the results are consistent with the hypothesis if non-linearities in the absence of credit constraints are offsetting those caused by the constraints. Once again, any observed pattern can be justified.

IV. An Alternative Test of the Credit Constraints Hypothesis

While patterns in mean regression appear to be a poor test of the credit constraints hypothesis, a re-examination of the story told by CH shows that an alternative test is available using quantile regression. While most economists have focused on the change in the degree to which the credit

constraint binds in a single family as parental income rises, CH notes that the fraction of families which are constrained also changes.[3] In families with low-income fathers, only the most able sons are credit constrained. So at low levels of father-income, the quantile regressions should be relatively flat for all but the highest quantiles. As parental income increases, the ability of the son also rises and a larger fraction of the families are constrained. Most of the quantiles should now be steeper with only the lowest quantiles (low-ability sons) showing a flatter, unconstrained pattern. Finally, fathers' incomes become high enough that almost no sons are constrained. All but the very highest quantiles should be flatter again. Note that even if income persistence is non-linear in the absence of credit constraints, we can test for the presence of credit constraints; the quantile regressions will be steeper at high quantiles than at low quantiles. Chart 3 shows the predicted shapes of the quantile regression lines.

An alternative to the picture in Chart 3 that bears consideration is that scholarships won by the best and brightest may relax credit constraints for this group. Since society may be especially concerned with the opportunities available to children of low-income families, these scholarships may be concentrated on the high-ability sons born to low-income fathers. This alters the predictions only slightly. If the scholarships are insufficient to entirely eliminate the credit constraints, then the slopes of the highest quantiles will still be steeper than the slopes of the lowest quantiles. In this case, the general prediction remains the same: high quantiles drive the non-linear pattern in the data. The only difference is that the effects will be most apparent in the middle-to-upper quantiles rather than in the topmost quantiles. If the scholarships are large enough so that the child can afford a level of education equal to or in excess of the efficient level, then the non-linearities will be driven by the middle-to-upper quantiles and the topmost quantiles may even be flatter than lower quantiles. So while scholarships complicate the predictions slightly, the essence of the predictions remains the same.

A. The Data

The data used to estimate the quantile regressions comes from the same tax file data set employed by CH. The sons are boys age 16-19 in 1982, matched to male adults in the same household (not necessarily biological fathers). A one-in-ten sample was created and then, from this sample, the oldest available son for each family was selected. (Note, the oldest available son may or may not be the oldest son in the family). This resulted in 56,141 father-son pairs. Removing those pairs with "fathers" born prior to 1908 or after 1952 resulted in a sample of 53,390 observations.[4] This is the data set for my analysis. (See CH for a fuller description of the creation of the Canadian men data set.)

For each father and son in the data set, the income reported on T1 tax forms was collected from 1978 to 1998. Through an examination of the mean and variance of reported incomes, several coding irregularities were found. It appears that a significant number of observations in 1978-1982 were assigned a value of $1 when, in other years, they would have been reported as $0. Similarly, in 1996, a significant number of observations were assigned an income of $2. It was

[3] This is, of course, assuming that credit constraints are present.

[4] A report of an exceptionally old or exceptionally young father may be the result of measurement error in year of birth or the adult male figure may be an older sibling or grandfather.

not possible to determine why the data included these anomalies. When I refer to "positive income reports," I mean incomes greater than $1 in 1978-1982 and greater than $2 in 1996.

Since classical measurement error in either the dependent or the independent variable will bias estimates of quantile regressions, I use a five year average of both sons' and fathers' observations. This method of error correction follows Solon (1992), Zimmerman (1992), Peters (1992), Couch and Dunn (1997), and CH. Fathers and sons are observed in 1978-1982 and 1994-1998 respectively.

B. Reviewing the Non-linearity

CH use a non-parametric method to estimate the degree of income persistence. Unfortunately, I know of no analogous method for the estimation of the quantile regressions. Instead, I will use a simpler non-linear estimation method—spline functions. Since these functions can be estimated with both mean and quantile regressions, this will allow me to see whether the quantile regression lines follow the pattern implied by the credit constraints model. Chart 4 plots both the median (o) and mean (*) regression lines for the sample; Table 2 reports the regression results.[5] Fathers' and sons' log income is defined as the log of the average wage and salary income in the five-year span conditional on reporting positive income in all five years.[6] The spline functions were allowed to have seven kinks at the points -4, -3, -2, -1, 0, 1, and 2 on the x-axis. I focus my study on the roughly 98 percent of observations with age-corrected father's income between -2 and 2.[7] The S-shape reported in CH is also found using the spline method of estimation, although it is more pronounced in the median regression than in the mean regression.

The wide variation in the ages of the fathers raises a possible explanation for the observed non-linearity that is entirely spurious. Grawe (2000) shows that the estimated degree of income persistence is negatively related to age in the PSID data set. The explanation for this relationship is that log income variance increases over the lifecycle. If fathers are observed later in life, a larger variance in fathers' log incomes is used to explain the variance in sons' log incomes–the estimated degree of income persistence will be lower.[8] Since there is reason to believe that observations with high or low values for father's log income are older fathers, the S-shaped pattern may be an artifact of the variation in fathers' ages.

To understand why low and high observations of father's income are likely to be found among older fathers, consider Chart 5. Panel *a* shows the permanent income profiles for three types of individuals (solid lines). Actual observations of income will deviate from the permanent profiles due to transitory shocks or classical measurement error (stars). The income profiles follow the familiar concave, upward-sloping pattern. In panel *b*, the transitory income shocks have been eliminated (perhaps by averaging incomes over several adjacent years) and the upward trend in

---

[5] Estimation of quantile regressions is developed in Koenker and Basset (1978).

[6] The same S-shape is found when "log income" is defined as the average of the five log-income observations or total market income is used in place of wage and salary income.

[7] It is important to nevertheless include splines outside this region so that outlier's do not influence the estimated slopes for the splines between –2 and 2.

[8] The correlation between fathers' and sons' incomes also falls as the age of the father at observation increases. This magnifies the effect of the lifecycle variance pattern.

incomes has been removed. Since the variance of log incomes rises over the lifecycle, the highest and lowest age-corrected incomes will be reported by older fathers. This is visible in panel *b*.

The lifecycle bias is a possible explanation only if the Canadian data exhibit a strong age dependence in estimated income persistence. Since income variance in Canada did not grow as much as in the United States, the results in Grawe (2000) do not speak directly to the Canadian data. In order to evaluate whether lifecycle bias was an important factor in the Canadian data, I estimate the degree of income persistence for all possible combinations of father and son observation years (fathers: 1978-1992 and sons: 1991-1998). In order to avoid a sample selection bias resulting from the retirement of older cohorts of fathers, I restrict the sample to fathers born between 1932 and 1942. Chart 6 plots the results. Each pairing of father-son observation year is represented by a point. I connect the mean estimate (conditional on the year of father observation) by a solid line. The highest average estimate of income persistence is found when fathers are observed in 1978 while the lowest is found when fathers are observed in 1992. The estimated degree of income persistence falls by nearly 50% as the fathers grow 14 years older.

Chart 6 demonstrates that age-dependence of income persistence estimates is a characteristic of the Canadian data. But it may not be the cause of the observed non-linearity. In order to see if the S-shaped pattern observed in the full data set is driven by the lifecycle bias, I re-estimate the median regression spline function using subsets of the data based on year of father's birth. Chart 7 plots the results; Table 3 reports the regression estimates. Fathers are grouped by the following birth years: 1939-1943, 1936-1938, 1932-1935, and 1928-1931. The S-shape shows up in all four of the subgroups; the lifecycle bias is rejected as the explanation of the observed pattern. Since the pattern is not caused solely by differences in the observation age of fathers, I will proceed using the full data set in the remaining analysis.

C. Is it Credit Constraints?

In order to determine whether the observed non-linearities are driven by credit constraints that bind for the most able children in an income class, I compare slopes across different quantiles. Recall that the theory suggests that the upper quantiles will be steeper than lower quantiles when the credit constraint binds. If the source of the non-linearities is credit constraints, we should see that the upper quantiles become steeper (relative to the lower quantiles) in the middle of the fathers' income distribution.

Chart 8 plots the 95th, 90th, 75th, 50th, 25th, 10th, and 5thquantile regression splines; Table 4 records coefficient estimates. Again, log income is defined as the log of average wage and salary income from 1978-1982 (1994-1998) for fathers (sons) conditional on reporting positive income in all five years. Contrary to the credit constraint model, among low-income fathers the steepest quantile regressions are for families with low-income (and presumably low-ability) sons. The regression slope gets steeper in the middle of the fathers' income distribution not because top quantile lines get steeper, but because low quantile slopes increase. The slope of upper quantiles is steeper than lower quantiles for high-income fathers which may be consistent with credit constraints if wealthy parents have such able children that their exceptional wealth is unable to

efficiently provide schooling. This seems very unlikely. In total, the patterns observed in Chart 8 and Table 4 contradict the credit constraints hypothesis.[9]

One concern with the results shown in Chart 8 and Table 4 is that the requirement of positive incomes in each of the five years produces a selection bias.[10] It may seem reasonable to assume that sons who do not file taxes are likely to be low-ability sons who are more likely to be found in families with low-income fathers. By excluding these observations from the data set, the quantile regression slopes will be biased toward zero. The real question is whether higher quantiles are more or less biased by the selection than lower quantiles are. The appendix shows that under several distribution assumptions the bias is more severe for the lower quantiles if low-income fathers are more likely to have non-reporting sons. This would strengthen the conclusion that the quantile regression slopes in Chart 8 and Table 4 are inconsistent with the credit constraint hypothesis.

The selection bias can be eliminated in the quantile regressions, however. While mean regression estimates are highly sensitive to the treatment of zero-income observations (see Couch and Dunn, 1997), so long as the true value and the value assigned to a zero observation is below the quantile line in question, misreporting the actual value of the observation does not bias the quantile slope estimates. If we assume that sons with zero income or those who do not file at all would fall somewhere below the 25^{th} quantile regression line, then including these observations in the sample and assigning them a value of $1 will not bias the estimates for quantiles higher than the 25^{th} quantile.

Chart 9 plots the quantile regression lines when non-reporting or zero-income sons are recoded as earning $1 in the year in question; Table 5 records the regression spline coefficient estimates. The pattern of the quantile regression slopes is not meaningfully altered by this recoding. Again the non-linear pattern is driven by the shape of lower quantiles, contradicting the credit constraints hypothesis.

V. Discussion of Results

This paper questions the common practice of "testing" for the importance of credit constraints by searching for non-linearities in the relationship between sons' and fathers' log incomes. It is shown that any and every non-linear pattern can be represented as the result of a carefully crafted model with credit constraints. Unlike mean regression analysis, quantile regressions provide the basis for a rejectable test of credit constraints even if the relationship is non-linear in the absence of credit constraints. Since the constraint binds most for families with more-able children, high quantiles should drive the observed non-linearities.

---

[9] Qualitatively similar results are found when log income is defined as the average log income in the five observation years, when the measure of income is total market income, or when sample inclusion requires an income greater than $500 (1992 dollars) in each year.

[10] The reasons a son may not file include 1) income is so low that taxes are not due, 2) the son is dead, 3) the son works in the underground economy, or 4) the son has left the country. In the first case, it is no doubt safe to assume that the son's income is lower than the 25th quantile regression line. If the son is dead or in the underground economy, we might say that the utility to the father is very low, much like a father whose son earns a low income. I assume that few of the sons left the country or that the decision to leave is not correlated enough with parental income so that the results of the quantile regressions are biased.

Using Canadian tax file data, I find that while non-linearities are present in the data, they are not consistent with the credit constraint model. The pattern in income persistence across fathers' incomes is due to the behaviour of families with low-income sons which are least likely to be constrained. More importantly, the regression slopes are often steeper at low quantiles than at high quantiles which is inconsistent with the credit constraint hypothesis. These results are robust to the inclusion of sons who report no income or fail to file taxes altogether.

Upon reflection, this rejection of the credit constraint model is not surprising. The college and university system is financially supported by the public sector. Individuals whose families are unable to pay the tuition fees can apply for government-subsidized loans. Whether this is common to other Western nations remains to be examined. Eide and Showalter (1999) estimate linear quantile regressions using the PSID data and find that the regression slope falls as the quantile moves from lower to higher quantiles. On the surface, this would suggest that the US data are also inconsistent with the credit constraints model.

My results suggest more effort should be made to allow researchers access to administrative data sets. Corak and Heisz (1999) represents an important contribution in this direction. For the first time a data set large enough to precisely identify non-linearities in multiple quantiles has been provided. As data become available for a variety of countries, it may be possible to determine to what extent credit constraints that limit educational choice remain an important issue for public policy in developed nations.

VI. Appendix: Selection Bias in Quantile Regression

In order to motivate this section, consider a young man who can choose to work and be paid his potential (log) income w_s or to remain unemployed and receive welfare benefits B. The problem of the man is (8)

$$\max_{L=0,1}\{U(w_s, L=0), U(B, L=1)\}$$

where L represents leisure time (and, perhaps, the stigma of welfare benefits). The solution to the problem can be characterized by a critical value for potential income w_s^* such that observed income for the man is (9)

$$w_s = h(w_f) + \varepsilon \text{ if } w_s > w_s^*$$

$$w_s = 0 \text{ otherwise}$$

where w_f is the log income of the father, and ε is a mean-zero error term, independent of w_f. $h(w_f)$ is any positive monotonic function of w_f. The error term may be heteroskedastic, but the variance is assumed non-increasing in w_f. The positive correlation between w_s and w_f ensures that the fraction of truncated observations is a decreasing function of w_f.

Consider how truncation at w_s^* alters the value of the p^{th} percentile son observed within any given father-income class. For any given level of w_f, the lowest $F(w_s^* - h(w_f))$ percent of sons will not work where F is the cdf of ε given w_f.

Let (10)

$$p(M, w_s^*) = prob(w_s \leq M \mid w_s^*)$$

$$= \frac{\int_{w_s^*}^{M} f(w_s)dw_s}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s}$$

where $f(w_s)$ is the conditional pdf of w_s. Since the sample is truncated at w_s^*, the value associated with the p^{th} percentile positive observation (M) overestimates the true value (including those who do not work). Applying the implicit function theorem

(11)

$$p_M = \frac{f(M)}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s}$$

(12)

$$p_{w_s^*} = \frac{-f(w_s^*)\int_M^{\infty} f(w_s)dw_s}{\left(\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s\right)^2}$$

(13)

$$\frac{dM}{dw_s^*} = -\frac{p_{w_s^*}}{p_M}$$

$$= \frac{f(w_s^*)\int_M^{\infty} f(w_s)dw_s}{f(M)\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s}$$

$$> 0$$

But is the bias larger or smaller for high quantiles? If the truncation point w_s^* is held fixed, the change in p affects $\frac{dM}{dw_s^*}$ through its effect on M: (14)

$$\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial p} = \frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M}\frac{\partial M}{\partial p}.$$

Since $\frac{\partial M}{\partial p} > 0$, we can focus on the sign of $\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M}$. (15)

$$\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M} = f(w_s^*)\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s \frac{-f(M)^2 - f'(M)\int_M^{\infty} f(w_s)dw_s}{\left(f(M)\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s\right)^2}$$

It is clear in expression (15) that if $f'(M)>0$, the truncation biases higher percentiles less than lower percentiles. For example, if the sons' potential incomes are distributed uniformly (conditional on w_f), truncating the distribution shifts upward the position of the 90th percentile observation less than the position of the 20th percentile observation.

Assuming instead that sons' potential log incomes are distributed normally with conditional mean μ and conditional variance σ^2, I substitute the particular expressions for the normal distribution for f and f'. Since the numerator in expression (15) determines the sign, I will only pursue this portion of the expression:

(16)

$$-\frac{1}{\sigma^2 2\pi}e^{-\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2} + \left(\frac{M-\mu}{\sigma^2}\right)\frac{1}{\sqrt{\sigma^2 2\pi}}e^{-.5\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2}\int_M^{\infty} f(w_S)dw_S$$

Rearranging (16) shows that it has the same sign as

(17)

$$-1+\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)\sqrt{2\pi}e^{.5\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2}\left[1-\Phi\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)\right]$$

Where Φ is the standard normal c.d.f.. Chart 10 plots expression (17); it is always negative. Just as in the case of the uniform distribution, a one unit increase in the truncation point shifts upward the position of the high percentile observations less than the position of the low percentile observations.

In the model of potential earnings and unemployment above, the fraction of truncation is negatively correlated with income. So the quantile slopes are biased toward zero. And the magnitude of this bias is larger for lower quantiles since $\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial p} < 0$.

Table 1. Estimates of income persistence using quadratic functions. Absolute t-values given in parentheses.

	Behrman and Taubman (1990)	Solon (1992)
β_1	-0.46 (2.7)	-0.108 (0.14)
β_2	0.039 (4.3)	0.0258 (0.63)

Table 2. Median and mean spline function regression estimates. Absolute t-statistic in parentheses.

	Median	Mean
[-2,-1]	0.045 (0.92)	0.085 (1.78)
[-1,0]	0.269 (17.05)	0.260 (15.70)
[0,1]	0.269 (15.70)	0.306 (18.32)
[1,2]	0.142 (1.86)	0.265 (3.54)

Table 3. Median spline function regression slope estimates for four father-birth-year groups. Absolute t-statistics in parentheses.

	Father Birth Years			
	1939-1943	1936-1938	1932-1935	1928-1931
[-2,-1]	-0.061 (0.56)	0.190 (1.40)	0.016 (0.20)	0.046 (0.37)
[-1,0]	0.323 (9.41)	0.344 (8.07)	0.289 (9.69)	0.223 (5.14)
[0,1]	0.322 (8.87)	0.257 (6.06)	0.255 (8.63)	0.233 (5.49)
[1,2]	0.202 (1.00)	0.201 (0.86)	0.192 (1.59)	0.039 (0.234)

Table 4. Father-son log income quantile regression slope estimates. Absolute t-statistics in parentheses.

	Quantiles						
	95	90	75	50	25	10	05
[-2,-1]	-0.059	-0.129	-0.093	0.045	0.080	0.291	0.344
	(0.85)	(5.85)	(2.27)	(0.92)	(1.13)	(2.34)	(2.27)
[-1,0]	0.098	0.143	0.211	0.290	0.368	0.383	0.379
	(3.61)	(7.48)	(14.32)	(17.05)	(15.18)	(8.82)	(6.95)
[0,1]	0.423	0.313	0.294	0.269	0.269	0.270	0.240
	(14.90)	(16.15)	(20.26)	(15.70)	(10.91)	(6.14)	(4.31)
[1,2]	0.625	0.505	0.232	0.142	0.149	0.288	0.103
	(6.06)	(5.85)	(3.43)	(1.86)	(1.40)	(1.60)	(0.47)

Table 5. Father-son log income quantile regression slope estimates; zero-income and non-reporting sons included. Absolute t-statistics in parentheses.

	Quantiles				
	95	90	75	50	25
[-2,-1]	-0.087	-0.081	-0.104	0.002	0.623
	(1.74)	(1.72)	(2.42)	(0.03)	(3.49)
[-1,0]	0.075	0.143	0.241	0.420	0.777
	(4.44)	(9.03)	(16.89)	(18.52)	(13.37)
[0,1]	0.374	0.296	0.268	0.219	0.004
	(21.6)	(18.56)	(18.55)	(9.34)	(0.06)
[1,2]	0.369	0.197	0.023	-0.032	-0.262
	(6.82)	(3.86)	(0.51)	(0.44)	(1.37)

Chart 1. Choosing a child's education given ability.

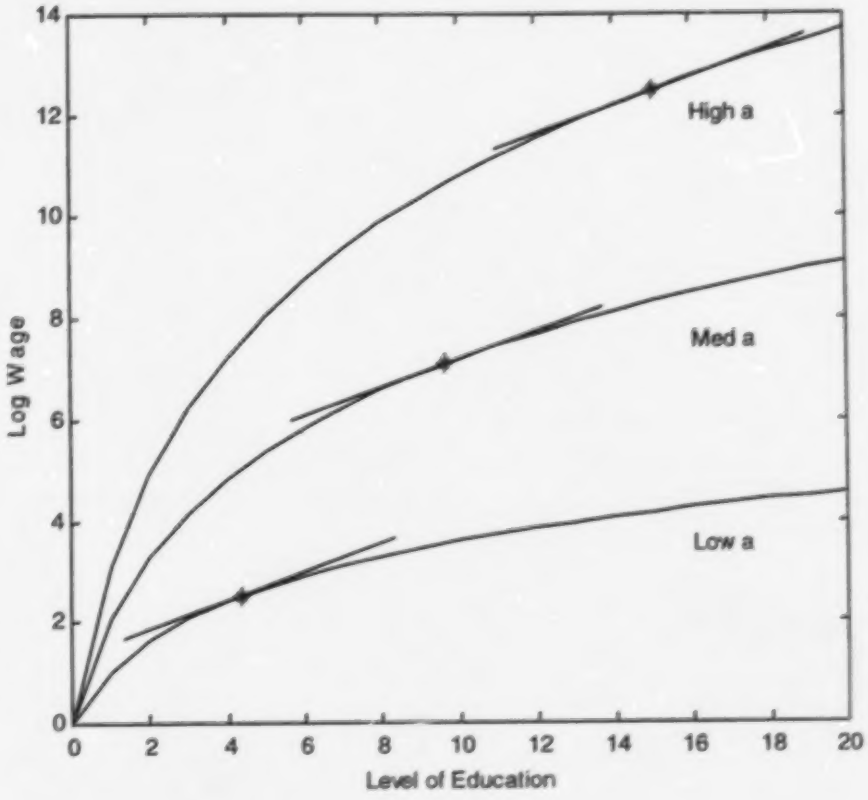


Chart 2. Four patterns that can be justified by a version of the credit constraints model.

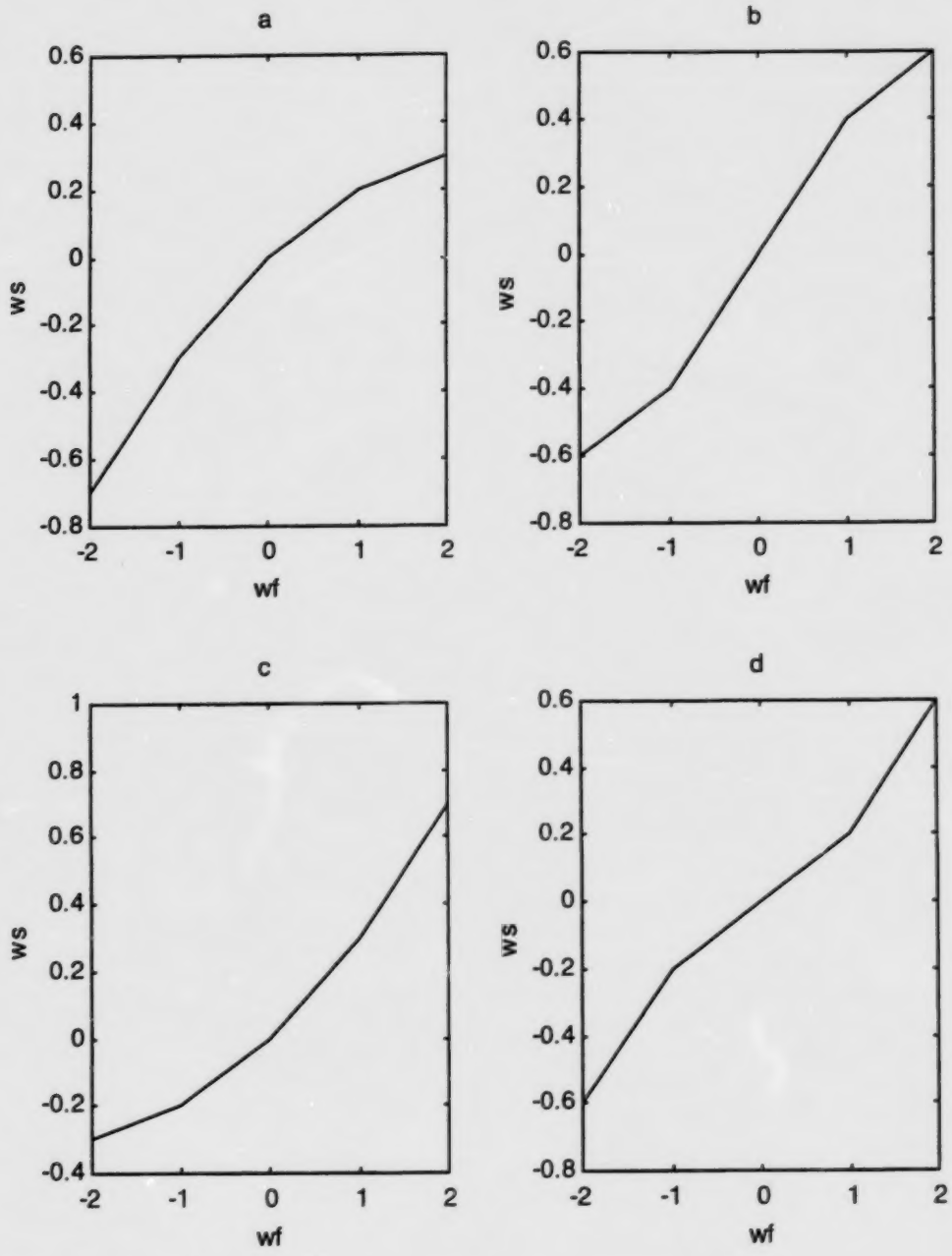


Chart 3. Predicted quantile regression line pattern.

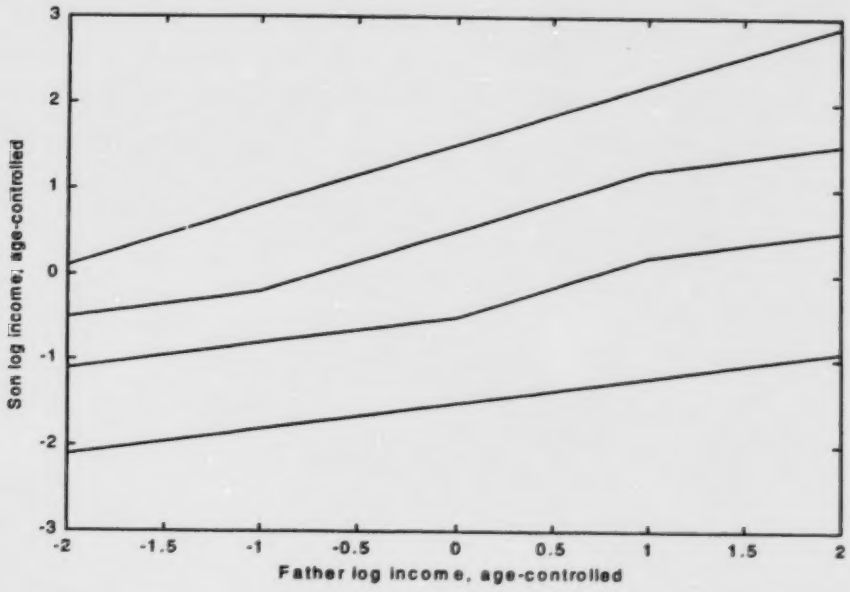


Chart 4. Median (o) and mean (*) spline regression using the full date set.

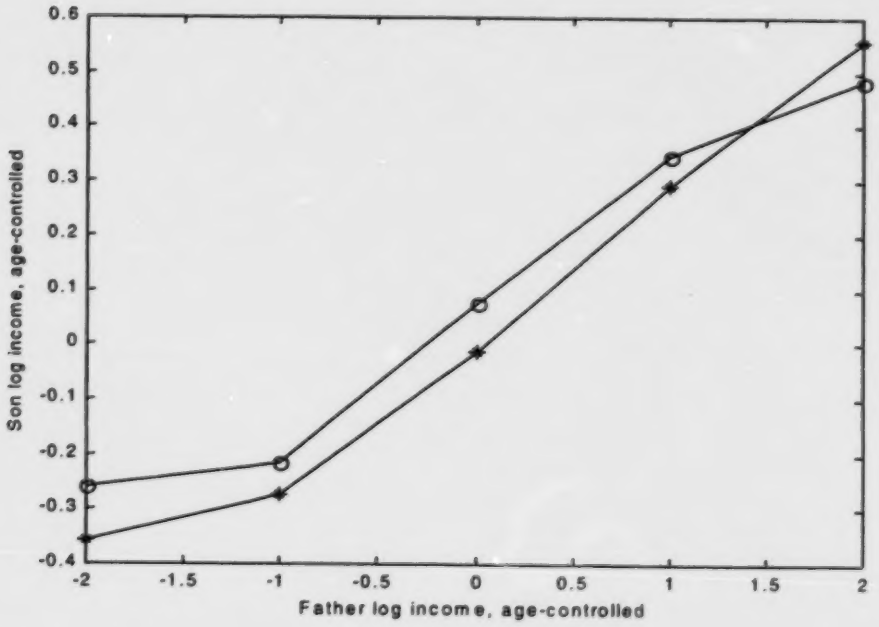


Chart 5. Age-income profiles before and after detrending and measurement error correction. *a*, Raw age-income profiles. *b*,detrended error-purged age income profiles.

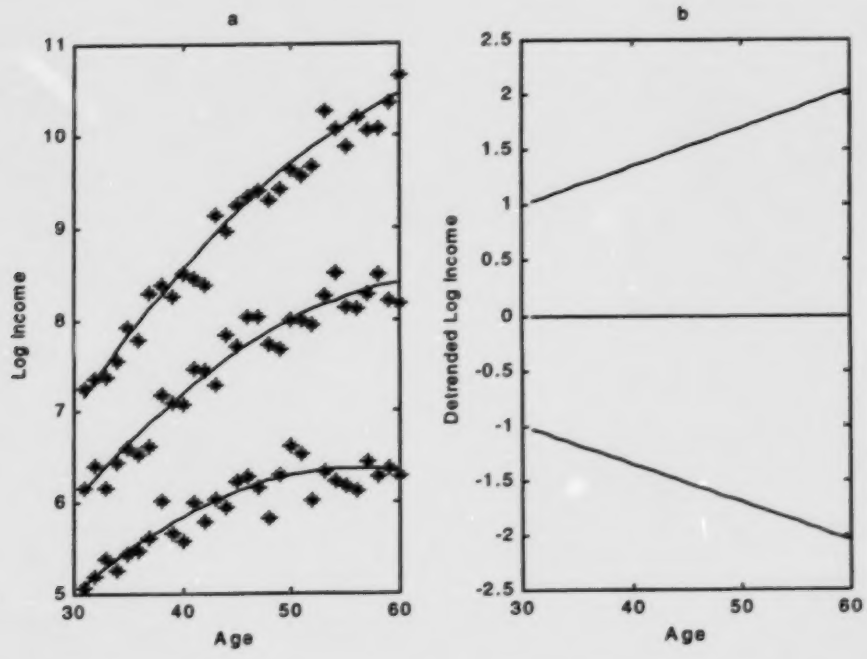


Chart 6. Estimates of income persistence across years of father observation.

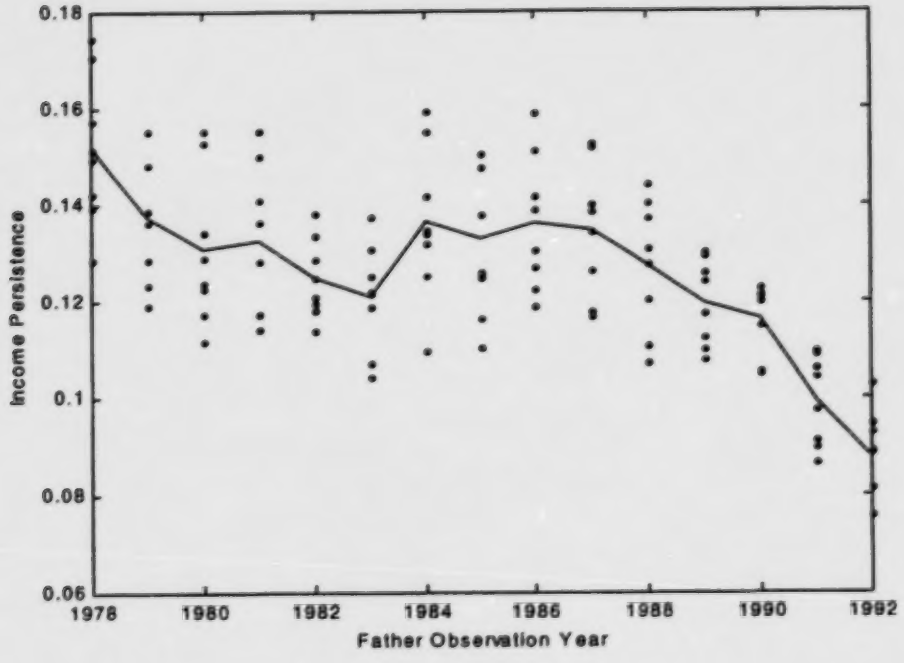


Chart 7. Estimated spline functions for subsets based on father's year of birth; *a*, 1939-1943; *b*, 1936-1938; *c*, 1932-1935; *d*, 1928-1931.

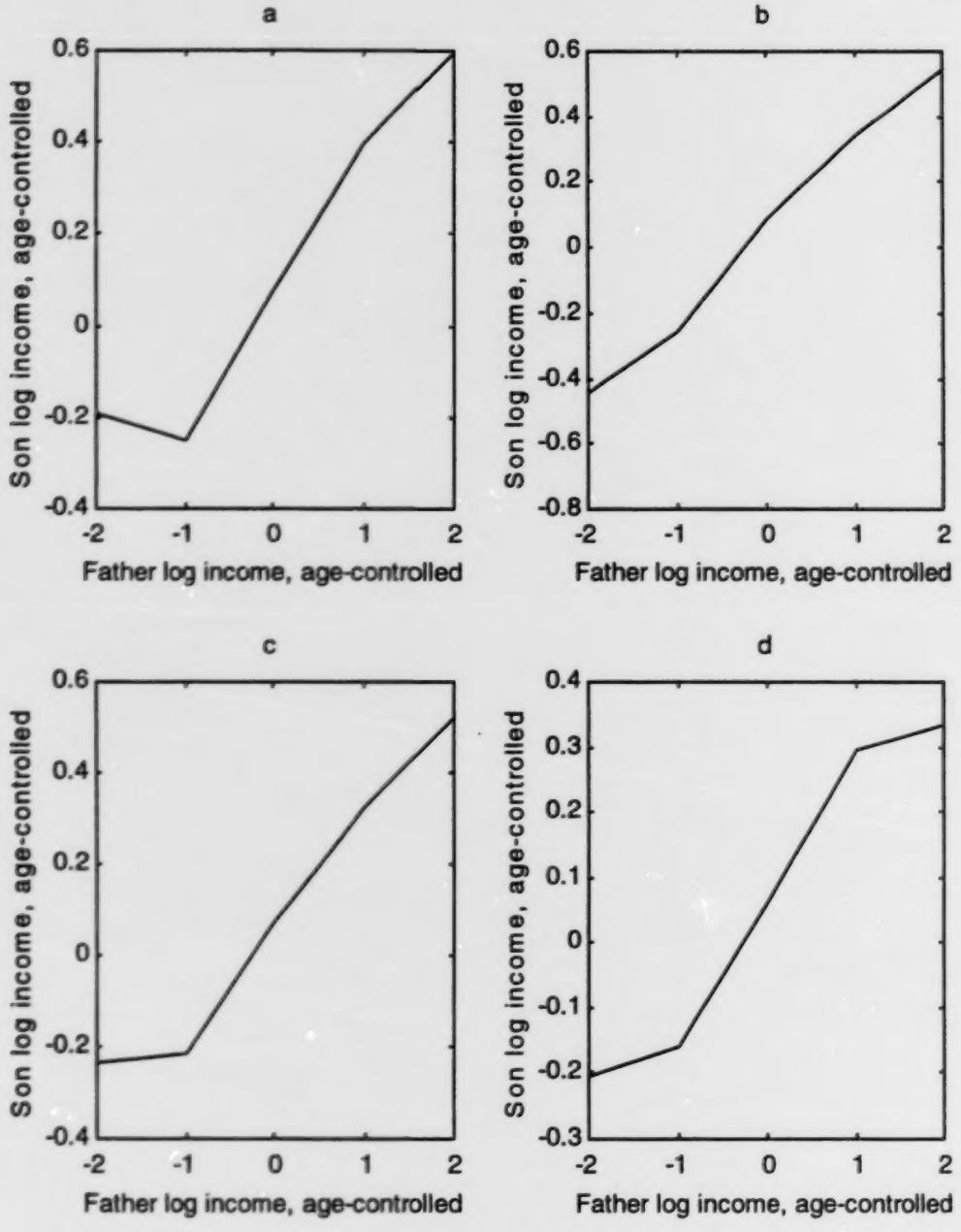


Chart 8. Non-linear quantile regression lines for Canadian men.

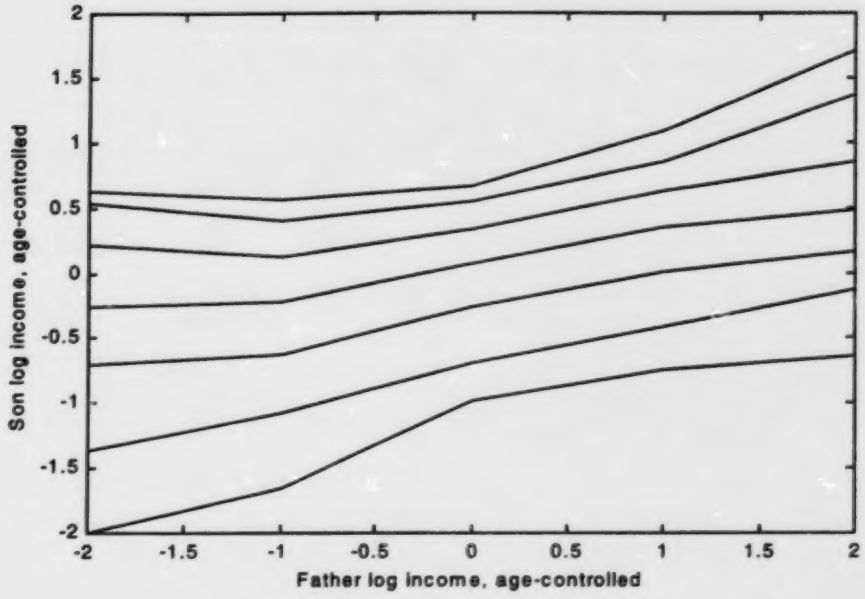


Chart 9. Non-linear quantile regression lines for Canadian men; zero-income and non-reporting sons included.

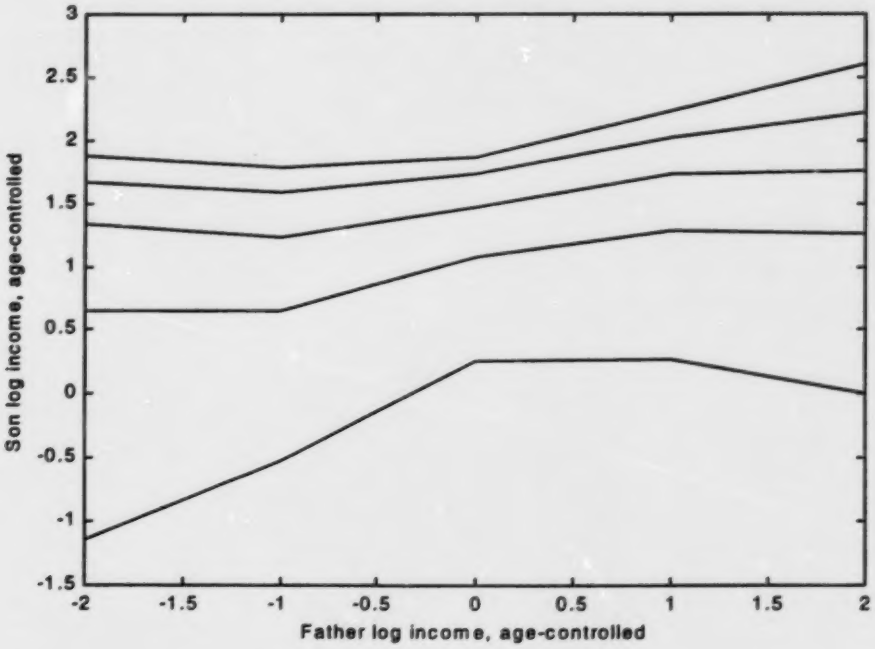
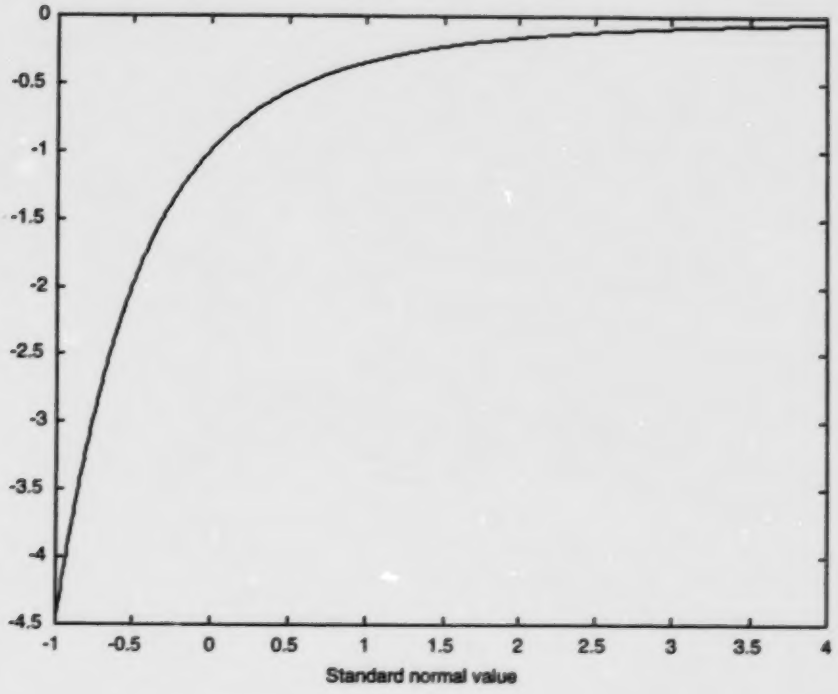


Chart 10. Value of expression (17).



References

Becker, G. S. (1974). "A theory of social interactions." *Journal of Political Economy*. 82:1063-94.

Becker, G. S. and N. Tomes. (1979). "Inequality and intergenerational mobility." *Journal of Political Economy*. 87:1153-89.

Becker, G. S. and N. Tomes. (1986). "Human capital and the rise and fall of families." *Journal of Labor Economics*. 4:S1-S39.

Behrman, J. R. and P. Taubman. (1990). "The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics." *Review of Income and Wealth*. 36:115-27.

Bergstrom, T.C. (1989). "A fresh look at the Rotten Kid Theorem—and other household mysteries." *Journal of Political Economy*. 97:1138-59.

Corak, M. and A. Heisz. (1999). "The intergenerational income mobility of Canadian men." *Journal of Human Resources*, 34:504-33.

Couch, K. A. and T. A. Dunn. (1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United States and Germany." *Journal of Human Resources*. 32:210-32.

Eide, E. R. and M. H. Showalter. (1999) "Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach." *Journal of Human Resources*. 34:253-67.

Grawe, N. D. (2000). "Lifecycle bias in the estimation of intergenerational income persistence." Unpublished manuscript.

Koenker, R. and G. Basset, Jr. (1978). "Regression quantiles." *Econometrica*. 46:1149-58.

Mulligan, C. (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.

Peters, H. E.(1992). "Patterns of intergenerational mobility in income and earnings." *Review of Economics and Statistics*. 74:456-66.

Solon, G. (1992). "Intergenerational income mobility in the United States." *American Economic Review*. 82:393-408.

Zimmerman, D. (1992). "Regression toward mediocrity in economic stature." *American Economic Review*, June, 82, 409-29.

ANALYTICAL STUDIES BRANCH RESEARCH PAPER SERIES

No. 1 *Behavioural Response in the Context of Socio-Economic Microanalytic Simulation,* **Lars Osberg** **(April 1986)**

No. 2 *Unemployment and Training,* **Garnett Picot** **(1987)**

No. 3 *Homemaker Pensions and Lifetime Redistribution,* **Michael Wolfson** **(August 1987)**

No. 4 *Modeling the Lifetime Employment Patterns of Canadians,* **Garnett Picot** **(Winter 1986)**

No. 5 *Job Loss and Labour Market Adjustment in the Canadian Economy,* **Garnett Picot and Ted Wannell** **(1987)**

No. 6 *A System of Health Statistics: Toward a New Conceptual Framework for Integrating Health Data,* **Michael C. Wolfson** **(March 1990)**

No. 7 *A Prototype Micro-Macro Link for the Canadian Household Sector,* **Hans J. Adler and Michael C. Wolfson** **(August 1987)**

No. 8 *Notes on Corporate Concentration and Canada's Income Tax,* **Michael C. Wolfson** **(October 1987)**

No. 9 *The Expanding Middle: Some Canadian Evidence on the Deskilling Debate,* **John Myles** **(Fall 1987)**

No. 10 *The Rise of the Conglomerate Economy,* **Jorge Niosi** **(1987)**

No. 11 *Energy Analysis of Canadian External Trade: 1971 and 1976,* **K.E. Hamilton** **(1988)**

No. 12 *Net and Gross Rates of Land Concentration,* **Ray D. Bollman and Philip Ehrensaft** **(1988)**

No. 13 *Cause-Deleted Life Tables for Canada (1972 to 1981): An Approach Towards Analyzing Epidemiological Transition,* **Dhruva Nagnur and Michael Nagrodski** **(November 1987)**

No. 14 *The Distribution of the Frequency of Occurrence of Nucleotide Subsequences, Based on Their Overlap Capability,* **Jane F. Gentleman and Ronald C. Mullin** **(1988)**

No. 15 *Immigration and the Ethnolinguistic Character of Canada and Quebec,* **Réjean Lachapelle** **(1988)**

No. 16 *Integration of Canadian Farm and Off-Farm Markets and the Off-Farm Work of Women, Men and Children,* **Ray D. Bollman and Pamela Smith** **(1988)**

No. 17 *Wages and Jobs in the 1980s: Changing Youth Wages and the Declining Middle,* **J. Myles, G. Picot and T. Wannell** **(July 1988)**

No. 18 *A Profile of Farmers with Computers,* **Ray D. Bollman** **(September 1988)**

No. 19 *Mortality Risk Distributions: A Life Table Analysis,* **Geoff Rowe** **(July 1988)**

No. 20 *Industrial Classification in the Canadian Census of Manufactures: Automated Verification Using Product Data,* **John S. Crysdale** **(January 1989)**

No. 21 *Consumption, Income and Retirement,* **A.L. Robb and J.B. Burbridge** **(1989)**

No. 22 *Job Turnover in Canada's Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (Summer 1989)**

No. 23 *Series on The Dynamics of the Competitive Process,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Firm Entry and Exit Within the Canadian Manufacturing Sector.*
B. *Intra-Industry Mobility in the Canadian Manufacturing Sector.*
C. *Measuring Entry and Exit in Canadian Manufacturing: Methodology.*
D. *The Contribution of the Competitive Process to Productivity Growth: The Role of Firm and Plant Turnover.*
E. *Mergers and the Competitive Process.*
F. *n/a*
G. *Concentration Statistics as Predictors of the Intensity of Competition.*
H. *The Relationship Between Mobility and Concentration for the Canadian Manufacturing Sector.*

No. 24 *Mainframe SAS Enhancements in Support of Exploratory Data Analysis,* **Richard Johnson, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1989)**

No. 25 *Dimensions of Labour Market Change in Canada: Intersectoral Shifts, Job and Worker Turnover,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1989)**

No. 26 *The Persistent Gap: Exploring the Earnings Differential Between Recent Male and Female Postsecondary Graduates,* **Ted Wannell (1989)**

No. 27 *Estimating Agricultural Soil Erosion Losses From Census of Agriculture Crop Coverage Data,* **Douglas F. Trant (1989)**

No. 28 *Good Jobs/Bad Jobs and the Declining Middle: 1967-1986,* **Garnett Picot, John Myles, Ted Wannel (1990)**

No. 29 *Longitudinal Career Data for Selected Cohorts of Men and Women in the Public Service, 1978-1987,* **Garnett Picot and Ted Wannell (1990)**

No. 30 *Earnings and Death-Effects Over a Quarter Century,* **Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1990)**

No. 31 *Firm Response to Price Uncertainty: Tripartite Stabilization and the Western Canadian Cattle Industry,* **Theodore M. Horbulyk (1990)**

No. 32 *Smoothing Procedures for Simulated Longitudinal Microdata,* **Jane F. Gentleman,Dale Robertson and Monica Tomiak (1990)**

No. 33 *Patterns of Canadian Foreign Direct Investment Abroad,* **Paul K. Gorecki (1990)**

No. 34 *POHEM - A New Approach to the Estimation of Health Status Adjusted Life Expectancy,* **Michael C. Wolfson (1991)**

No. 35 *Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?,* **René Morissette (1991)**

No. 36 *Distinguishing Characteristics of Foreign High Technology Acquisitions in Canada's Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1991)**

No. 37 *Industry Efficiency and Plant Turnover in the Canadian Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin (1991)**

No. 38 *When the Baby Boom Grows Old: Impacts on Canada's Public Sector,* ***Brian B. Murphy and Michael C. Wolfson (1991)***

No. 39 *Trends in the Distribution of Employment by Employer Size: Recent Canadian Evidence,* ***Ted Wannell (1991)***

No. 40 *Small Communities in Atlantic Canada: Their Industrial Structure and Labour Market Conditions in the Early 1980s,* ***Garnett Picot and John Heath (1991)***

No. 41 *The Distribution of Federal/Provincial Taxes and Transfers in Rural Canada,* ***Brian B. Murphy (1991)***

No. 42 *Foreign Multinational Enterprises and Merger Activity in Canada,* ***John Baldwin and Richard Caves (1992)***

No. 43 *Repeat Users of the Unemployment Insurance Program,* ***Miles Corak (1992)***

No. 44 *POHEM -- A Framework for Understanding and Modeling the Health of Human Populations,* ***Michael C. Wolfson (1992)***

No. 45 *A Review of Models of Population Health Expectancy: A Micro-Simulation Perspective,* ***Michael C. Wolfson and Kenneth G. Manton (1992)***

No. 46 *Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men,* ***Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman and Monica Tomiak (1992)***

No. 47 *Longitudinal Patterns in the Duration of Unemployment Insurance Claims in Canada,* ***Miles Corak (1992)***

No. 48 *The Dynamics of Firm Turnover and the Competitive Process,* ***John Baldwin (1992)***

No. 49 *Development of Longitudinal Panel Data from Business Registers: Canadian Experience,* ***John Baldwin, Richard Dupuy and William Penner (1992)***

No. 50 *The Calculation of Health-Adjusted Life Expectancy for a Canadian Province Using a Multi-Attribute Utility Function: A First Attempt,* ***J.-M. Berthelot, R. Roberge and M.C. Wolfson (1992)***

No. 51 *Testing the Robustness of Entry Barriers,* ***J.R. Baldwin and M. Rafiquzzaman (1993)***

No. 52 *Canada's Multinationals: Their Characteristics and Determinants,* ***Paul K. Gorecki (1992)***

No. 53 *The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?,* ***Miles Corak, Stephen Jones (1993)***

No. 54 *Cyclical Variation in the Duration of Unemployment Spells,* ***Miles Corak (1992)***

No. 55 *Permanent Layoffs and Displaced Workers: Cyclical Sensitivity, Concentration, and Experience Following the Layoff,* ***Garnett Picot and Wendy Pyper (1993)***

No. 56 *The Duration of Unemployment During Boom and Bust,* ***Miles Corak (1993)***

No. 57 *Getting a New Job in 1989-90 in Canada,* ***René Morissette (1993)***

No. 58 *Linking Survey and Administrative Data to Study Determinants of Health,* ***P. David, J.-M. Berthelot and C. Mustard (1993)***

No. 59 *Extending Historical Comparability in Industrial Classification,* ***John S. Crysdale (1993)***

No. 60 *What is Happening to Earnings Inequality in Canada?,* ***R. Morissette, J. Myles and G. Picot (June 1994)***

No. 61 *Structural Change in the Canadian Manufacturing Sector, (1970-1990),* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1994)**

No. 62 *Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labour Market: An Overview,* **Miles Corak (January 1994)**

No. 63 *Recent Youth Labour Market Experiences in Canada,* **Gordon Betcherman and René Morissette (July 1994)**

No. 64 *A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States,* **John Baldwin, Timothy Dunne and John Haltiwanger (July 1994)**

No. 65 *What is Happening to Weekly Hours Worked in Canada?,* **René Morissette and Deborah Sunter (June 1994)**

No. 66 *Divergent Inequalities -- Theory, Empirical Results and Prescriptions,* **Michael C. Wolfson (May 1995)**

No. 67 *XEcon: An Experimental / Evolutionary Model of Economic Growth,* **Michael C. Wolfson (June 1995)**

No. 68 *The Gender Earnings Gap Among Recent Postsecondary Graduates, 1984-92,* **Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)**

No. 69 *A Look at Employment-Equity Groups Among Recent Postsecondary Graduates: Visible Minorities, Aboriginal Peoples and the Activity Limited,* **Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)**

No. 70 *Employment Generation by Small Producers in the Canadian Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Garnett Picot (November 1994)**

No. 71 *Have Small Firms Created a Disproportionate Share of New Jobs in Canada? A Reassessment of the Facts,* **Garnett Picot, John Baldwin and Richard Dupuy (November 1994)**

No. 72 *Selection Versus Evolutionary Adaptation: Learning and Post-Entry Performance,* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (May 1995)**

No. 73 *Business Strategies in Innovative and Non-Innovative Firms in Canada,* **J. Baldwin and J. Johnson (February 1995)**

No. 74 *Human Capital Development and Innovation: The Case of Training in Small and Medium Sized-Firms,* **J. Baldwin and J. Johnson (March 1995)**

No. 75 *Technology Use and Industrial Transformation: Emprirical Perspectives,* **John Baldwin, Brent Diverty and David Sabourin (August 1995)**

No. 76 *Innovation: The Key to Success in Small Firms,* **John R. Baldwin (February 1995)**

No. 77 *The Missing Link: Data on the Demand side of Labour Markets,* **Lars Osberg (April 1995)**

No. 78 *Restructuring in the Canadian Manufacturing Sector from 1970 to 1990: Industry and Regional Dimensions of Job Turnover,* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1995)**

No. 79 *Human Capital and the Use of Time,* **Frank Jones (June 1995)**

No. 80 *Why Has Inequality in Weekly Earnings Increased in Canada?,* **René Morissette (July 1995)**

No. 81 *Socio-Economic Statistics and Public Policy: A New Role For Microsimulation Modeling,* **Michael C. Wolfson (July 1995)**

No. 82 *Social Transfers, Changing Family Structure, and Low Income Among Children,* ***Garnett Picot and John Myles (September 1995)***

No. 83 *Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (October 1995)***

No. 84 *The Duration of Unemployment: A User Guide,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (December 1995)***

No. 85 *Advanced Technology Use in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin and Brent Diverty (November 1995)***

No. 86 *Technology Use, Training and Plant-Specific Knowledge in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1995)***

No. 87 *Productivity Growth, Plant Turnover and Restructuring in the Canadian Manufacturin Sector,* ***John R. Baldwin (November 1995)***

No. 88 *Were Small Producers the Engines of Growth in the Canadian Manufacturing Sector in the 1980s?,* ***John R. Baldwin (October 1996)***

No. 89 *The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (January 1996)***

No. 90 *The Evolution of Payroll Taxes in Canada: 1961 - 1993,* ***Zhengxi Lin, Garnett Picot and Charles Beach (February 1996)***

No. 91 *Project on Matching Census 1986 Database and Manitoba Health Care Files: Private Households Component,* ***Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David, Cam Mustard, L. Roos and M.C. Wolfson (March 1996)***

No. 92 *Technology-induced Wage Premia in Canadian Manufacturing Plants during the 1980s,* ***John Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1996)***

No. 93 *Job Creation by Company Size Class: Concentration and Persistence of Job Gains and Losses in Canadian Companies,* ***Garnett Picot and Richard Dupuy (April 1996)***

No. 94 *Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada,* ***René Morissette and Charles Bérubé (July 1996)***

No. 95 *Changes in Job Tenure and Job Stability in Canada,* ***Andrew Heisz (November 1996)***

No. 96 *Are Canadians More Likely to Lose Their Jobs in the 1990s?,* ***Garnett Picot and Zhengxi Lin (August 6, 1997)***

No. 97 *Unemployment in the Stock and Flow,* ***Michael Baker, Miles Corak and Andrew Heisz (September 1996)***

No. 98 *The Effect of Technology and Trade on Wage Differentials Between Nonproduction and Production Workers in Canadian Manufacturing,* ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (May 1998)***

No. 99 *Use of POHEM to Estimate Direct Medical Costs of Current Practice and New Treatments Associated with Lung Cancer in Canada,* ***C. Houle, B.P. Will, J.-M. Berthelot, Dr. W.K. Evans (May 1997)***

No. 100 *An Experimental Canadian Survey That Links Workplace Practices and Employee Outcomes: Why it is Needed and How it Works,* ***Garnett Picot, Ted Wannell (May 1997)***

No. 101 *Innovative Activity in Canadian Food Processing Establishments: The Importance of Engineering Practices,* ***John Baldwin and David Sabourin (November 1999)***

No. 102 Differences in Strategies and Performances of Different Types of Innovators, ***John R. Baldwin and Joanne Johnson (December 1997)***

No. 103 Permanent Layoffs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis, ***Garnett Picot, Zhengxi Lin and Wendy Pyper (September, 1997)***

No. 104 Working More? Working Less? What do Canadian Workers Prefer?, ***Marie Drolet and René Morissette (May 20, 1997)***

No. 105 Growth of Advanced Technology Use in Canadian Manufacturing During the 1990's, ***by John Baldwin, Ed Rama and David Sabourin (December 14, 1999)***

No. 106 Job Turnover and Labour Market Adjustment in Ontario from 1978 to 1993, ***by Zhengxi Lin and Wendy Pyper (1997)***

No. 107 The Importance of Research and Development for Innovation in Small and Large Canadian Manufacturing Firms, ***John R. Baldwin (September 24, 1997)***

No. 108 International Competition and Industrial Performance: Allocative Efficiency, Productive Efficiency, and Turbulence, ***John R. Baldwin and Richard E. Caves (October 1997)***

No. 109 The Dimensions of Wage Inequality among Aboriginal Peoples, ***Rachel Bernier (December 1997)***

No. 110 Trickling Down or Fizzling Out? Economic Performance, Transfers, Inequality and Low Income, ***Myles Zyblock and Zhengxi Lin (December 10, 1997)***

No. 111 Corporate Financial Leverage: A Canada - U.S. Comparison, 1961-1996, ***Myles Zyblock (December 1997)***

No. 112 An explanation of the Increasing Age Premium, ***Constantine Kapsalis (July 1998)***

No. 113 The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data, ***Miles Corak and Andrew Heisz (October, 1998)***

No. 114 Foreign-Born vs Native-Born Canadians: A Comparison of Their Inter-Provincial Labour Mobility, ***Zhengxi Lin (September 1998)***

No. 115 Living Arrangements and Residential Overcrowding: the situation of older immigrants in Canada, 1991, ***K.G. Basavarajappa (September 1998)***

No. 116 What is Happening to Earnings Inequality and Youth Wages in the 1990s?, ***Garnett Picot (July 1998)***

No. 117 The Determinants of the Adoption Lag for Advanced Manufacturing Technologies, ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (August 1998)***

No. 118 Labour Productivity Differences Between Domestic and Foreign-Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector, ***John R. Baldwin and Naginder Dhaliwal (March 1, 2000)***

No. 119 Technology Adoption: A Comparison Between Canada and the United States, ***John R. Baldwin and David Sabourin (August 1998)***

No. 120 Are There High-Tech Industries or Only High-Tech Firms? Evidence From New Technology-Based firms, ***John R. Baldwin and Guy Gellatly (December 1998)***

No. 121 A Portrait of Entrants and Exits, ***John R. Baldwin (June 1999)***

No. 122 *Determinants of Innovative Activity in Canadian Manufacturing Firms: The Role of Intellectual Property Right,* **John R. Baldwin, Petr Hanel and David Sabourin (March 7, 2000)**

No. 123 *Innovation and Training in New Firms* **John R. Baldwin (November 2000)**

No. 124 *New Views on Inequality Trends in Canada and the United States,* **Michael C. Wolfson and Brian B. Murphy (August 1998 and October 1999 (paper)**

No. 125 *Employment Insurance in Canada: Recent Trends and Policy Changes,* **Zhengxi Lin (September 1998)**

No. 126 *Computers, Fax Machines and Wages in Canada: What Really Matters?,* **René Morissette and Marie Drolet (October 1998)**

No. 127 *Understanding the Innovation Process: Innovation in Dynamic Service Industries,* **Guy Gellatly and Valerie Peters (December 1999)**

No. 128 *Recent Canadian Evidence on Job Quality by Firm Size,* **Marie Drolet and René Morissette (November 1998)**

No. 129 *Distribution, Inequality and Concentration of Income Among Older Immigrants in Canada, 1990 ,* **K.G. Basavarajappa (April 1999)**

No. 130 *Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records,* **Michael Baker and Gary Solon (February 1999)**

No. 131 *The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap Between Younger and Older Workers,* **C. Kapsalis, R. Morissette and G. Picot (March 1999)**

No. 132 *Why Do Children Move Into and Out of Low Income: Changing Labour Market Conditions or Marriage and Divorce?,* **G. Picot, M. Zyblock and W. Pyper (March 1999)**

No. 133 *Rising Self-Employment in the Midst of High Unemployment: An Empirical Analysis of Recent Developments in Canada,* **Zhengxi Lin, Janice Yates and Garnett Picot (March 1999)**

No. 134 *The Entry and Exit Dynamics of Self-Employment in Canada,* **Zhengxi Lin, Garnett Picot and Janice Yates (March 1999)**

No. 135 *Death and Divorce: The Long-term Consequences of Parental Loss on Adolescents,* **Miles Corak (June 9, 1999)**

No. 136 *In progress* **(Frank Jones)**

No. 137 *Innovation, Training and Success,* **John Baldwin (October 1999)**

No. 138 *The Evolution of Pension Coverage of Young and Older Workers in Canada,* **René Morissette and Marie Drolet (December 1999)**

No. 139 *Import Competition and Market Power: Canadian Evidence,* **Aileen J. Thompson (April 2000)**

No. 140 *Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States,* **Michael Baker and Nicole Fortin (August 2000)**

No. 141 *The Transition to Work for Canaddian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990,* **Julian Betts, Christopher Ferrall and Ross Finnie (December 2000)**

No. 142 Who Moves? A Panel Logit Model Analysis of Interprovincial Migration in Canada, **Ross Finnie (August 2000)**

No. 143 Differences in Innovator and Non-Innovator Profiles: Small Establishments in Business Services, **Guy Gellatly (December 1999)**

No. 144 Social Transfers, Earnings and Low-Income Intensity Among Canadian Children, 1981-1996: Highlighting Recent Development in Low-Income Measurement, **John Myles and Garnett Picot (March 2000)**

No. 145 How Much of Canada's Unemployment is Structural?, **Lars Osberg and Zhengxi Lin (October 2000)**

No. 146 To What Extent Are Canadians Exposed to Low-Income?, **René Morissette and Marie Drolet (April, 2000)**

No. 147 The Maturation of Canada's Retirement Income System: Income Levels, Income Inequality and Low-Income among the Elderly, **John Myles (March 6, 2000)**

No. 148 The Performance of the 1990s Canadian Labour Market, **Garnett Picot and Andrew Heisz (April, 2000)**

No. 149 Payroll Taxes in Canada Revisited: Structure, Statutory Parameters, and Recent Trends **Zhengxi Lin (December 2000)**

No. 150 Patterns of Corporate Diversification in Canada: An Empirical Analysis, **John R. Baldwin, Desmond Beckstead,Guy Gellatly and Alice Peters (June, 2000)**

No. 151 Multinationals and the Canadian Innovation Process, **John R. Baldwin and Petr Hanel (June, 2000)**

No. 152 Rural Youth: Stayers, Leavers and Return Migrants, **Richard Dupuy, Francine Mayer and René Morissette (September 5, 2000)**

No. 153 Female Employment Rates and Labour Market Attachment in Rural Canada, **Euan Phimster, Esperanza Vera Toscano, Alfons Weersink (December 2000)**

No. 154 Training as a Human Resource Strategy: The Response to Staff Shortages and Technological Change, **John R. Baldwin and Valerie Peters (Forthcoming)**

No. 155 Job Tenure, Worker Mobility and the Youth Labour Market during the 1990s, **G. Picot, A. Heisz and A. Nakamura(December 2000)**

No. 156 The Impact of International Trade on the Wages of Canadians, **Omar Zakhilwal (December 2000)**

No. 157 The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap, **Marie Drolet (December 2000)**

No. 158 In Search of Intergenerational Credit Constraints Among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Crefdit Constraints, **Nathan D. Grawe (December 2000)**

No. 159 Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden, **Miles Corak, Bjorn Gustaffson and Torun Osterberg (December 2000)**

No. 160 Neighbourhood Inequality in Canadian Cities, **John Myles, Garnett Picot and Wendy Pyper (December 13, 2000)**

No. 161 Low-Income Intensity Among Urban and Rural Canadians: 1993 and 1997, **Andrew Heisz (Forthcoming)**

What if...
WHAT IF there were a place that could save you and your business time and money by offering a consolidated area with the latest in Canadian statistics?
WHAT IF there were a place that offered accessible and reliable data on an assortment of current hot topics on Canadian social and economic themes?
WHAT IF there were a place where analysis experts that know your markets could provide you with advice and customized data at your fingertips?
WHAT IF there were such a place?
THERE IS SUCH A PLACE.
www.statcan.ca
BUILT FOR BUSINESS
The official source of Canadian statistics
All the time — All in one place

Documents de recherche

Direction des études analytique

À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt

par Nathan D. Grawe

N° 158

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la fin du présent document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document sur Internet : ***www.statcan.ca***.

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez vous adresser au :

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques
Statistique Canada
24^{e} étage, Immeuble R.H. Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Tél. : (613) 951-6325

À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carréspour les contraintes impératives d'emprunt

par

Nathan D. Grawe*

N° 158

11F0019MPF N° 158
ISSN: 1200-5231
ISBN: 0-660-96434-1

Prix: 5 $ l'exemplaire, 25 $ par année

Études de la Famille et du Marché du travail
24ième étage, Immeuble R.H.Coats
Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-9047
Télécopieur (613) 951-5403

Université de Chicago et Collège Carleton

Janvier 2001

* L'auteur aimerait remercier Gary Becker, Paul Grawe, Casey Mulligan, Sherwin Rosen et Jenny Wahl de leurs commentaires utiles et judicieux de même que Miles Corak, Sophie Lefebvre et Statistique Canada qui lui ont assuré l'accès aux données utilisées dans le cadre du présent article.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction.....1

II. Le modèle 2

III. Contraintes d'emprunt et non-linéarités.....4

IV. Test de substitution de l'hypothèse des contraintes d'emprunt.....6

A. Les données 7

B. Examen de la non-linéarité.....8

C. Les contraintes d'emprunt interviennent-elles.....9

V. Discussion des résultats.....11

VI. Annexe.....12

Références.....24

Résumé

Plusieurs articles récents ont souligné la non-linéarité de la relation entre le revenu des parents et celui de leurs enfants pour expliquer les contraintes intergénérationnelles considérables au chapitre du crédit. Dans le présent article, nous soutenons que toute tendance, quelle qu'elle soit, relative à la fonction d'espérance conditionnelle peut être justifiée par une explication bien construite axée sur les contraintes d'emprunt, ce qui soulève des questions quant à la validité de cette approche. Les régressions par quantile constituent un test de substitution. À la lumière de données tirées des dossiers fiscaux canadiens, le présent article fait état de résultats allant à l'encontre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt : la non-linéarité de la fonction de régression est attribuable aux fils ayant peu de capacités (non assujettis à des contraintes) plutôt qu'aux fils ayant des capacités importantes (potentiellement assujettis à des contraintes).

Mots clés : mobilité intergénérationnelle du revenu, contraintes intergénérationnelles d'emprunt, régression par quantile, biais lié au cycle de vie

Classification JEL : I22, J24, J62

I. Introduction

Au cours de la seconde moitié du XX[e] siècle, les économistes et les sociologues ont déployé des efforts considérables pour mesurer la force de la relation entre la situation économique des parents et celle de leurs enfants. Plus récemment, un deuxième courant cherche à expliquer l'association observée. Becker et Tomes (1979 et 1986) présentent un modèle laissant supposer que les contraintes intergénérationnelles d'emprunt sont potentiellement un facteur déterminant du degré de persistance du revenu. Toutefois, jusqu'à dernièrement, peu de données permettaient d'étayer la thèse de l'importance des contraintes d'emprunt.

L'intuition sous-jacente à la prévision de Becker et Tomes est simple. Prenons le cas d'un père et de son fils. Pourquoi leurs revenus pourraient-ils être positivement corrélés? Premièrement, à l'instar de la taille, du poids, de la couleur des yeux et de la rapidité qui sont transmises d'une génération à l'autre, les capacités sur le marché sont transmises du père au fils. En fait, certaines caractéristiques observables constituent des éléments des aptitudes sur le marché. La corrélation entre les aptitudes du père et celles du fils établit un lien indirect entre les revenus. Cette relation est commune à toutes les paires de père et de fils. Cependant, l'association entre la réussite du père et celle du fils peut aussi être directement liée aux contraintes d'emprunt. Il se peut que des pères à faible revenu soient incapables d'emprunter suffisamment pour financer adéquatement l'éducation de leur enfant. Ainsi, même dans le cas de deux fils ayant des capacités égales, les différences au chapitre des ressources financières des pères produisent des écarts dans la situation des enfants sur le plan éducationnel et économique. Par conséquent, le revenu régresse vers la moyenne plus lentement chez les familles assujetties à des contraintes d'emprunt.

Les tests de cette théorie s'inscrivent dans plusieurs courants différents. Certaines études examinent les écarts dans le degré estimé de persistance du revenu tout au long du cycle de vie. À l'aide de données américaines, Behrman et Taubman (1990) montrent que la persistance du revenu est plus marquée lorsque le revenu des pères est observé au moment où les fils sont âgés de 14 ans que lorsqu'il est mesuré plus tard dans le cycle de vie. Alors que Behrman et Taubman semblent attribuer ces résultats aux contraintes impératives d'emprunt qui restreignent les choix de la famille en matière d'éducation, Grawe (2000) note que les tendances de variance du revenu sur le cycle de vie peuvent également expliquer ces résultats. Une deuxième approche distingue les personnes assujetties à des contraintes et les personnes sans contraintes en fonction des données sur les legs. (Selon le modèle de Becker et Tomes, les pères faisant face à des contraintes légueront peu de chose, si tant est qu'ils en lèguent.) Mulligan (1997) estime la persistance du revenu séparément dans les deux groupes et observe peu ou pas d'éléments probants permettant d'établir la présence d'effets importants des contraintes d'emprunt.

Dans le présent article, nous examinons une troisième approche qui cherche une non-linéarité dans le degré de persistance du revenu par rapport au revenu du père. La non-linéarité dans la régression est sensée représenter le fait que la contrainte est moins impérative à mesure que le revenu du père augmente. Behrman et Taubman (1990) de même que Solon (1992) estiment des régressions non linéaires mais n'observent pas la tendance posée dans l'hypothèse. Une des raisons pouvant expliquer leur incapacité à détecter les effets des contraintes d'emprunt tient au fait que l'échantillon de la *Panel Study of Income Dynamics* (employé dans les deux études) est trop petit pour permettre une estimation précise de fonctions non linéaires flexibles. Par conséquent, les auteurs sont forcés d'utiliser des formes quadratiques simples qui peuvent être des erreurs de spécification. Corak et Heisz (1999) évitent ce problème par le recours à un vaste ensemble de données tirées des dossiers fiscaux canadiens. Ils relèvent des non-linéarités dans la

persistance du revenu moyen pouvant être compatibles avec un modèle axé sur les contraintes d'emprunt.

Nous soutenons, dans le cadre du présent article, que les non-linéarités dans la persistance du revenu ne permettent pas d'effectuer un test valide du modèle des contraintes d'emprunt. La section II présente de façon détaillée le modèle de Becker et Tomes avec et sans contraintes d'emprunt. La section suivante montre que la relation positive entre le revenu du père et les capacités du fils permet d'expliquer toute tendance non linéaire, quelle qu'elle soit, par les contraintes d'emprunt. La section IV décrit en quoi les régressions par quantile constituent une solution de rechange à la régression des moindres carrés permettant de rejeter le modèle. Les résultats obtenus révèlent que les données canadiennes ne sont pas compatibles avec les contraintes impératives d'emprunt. Les conclusions sont présentées à la dernière section.

II. Le modèle

Pour comprendre, de façon théorique, le rôle des contraintes d'emprunt dans la persistance du revenu, nous présentons un modèle émanant des travaux de Becker et Tomes (1986) mais qui s'apparente davantage, sur le plan de la forme, à celui figurant dans l'article de Mulligan (1997). Chaque famille est composée d'un père et de son fils. Le père a des capacités a_f et un niveau de scolarité h_f. Ces facteurs produisent un revenu salarial $w(a_f,h_f)$. En outre, le père peut avoir accès à des ressources financières x_f.

Le dilemme du père consiste à choisir l'investissement dans son fils de façon à optimiser $U(c_f,c_s)$, où c_f et c_s représentent respectivement la consommation du père et celle du fils. Les investissements peuvent prendre l'une des deux formes suivantes. D'une part, le père peut investir dans l'éducation de son enfant h_s. D'autre part, il peut investir dans des actifs matériels x_s qui portent un intérêt de r et qui sont passés au fils à l'âge adulte. Ainsi :

$$\max_{c_f, a_s, h_s, x_s} U(c_s, c_f) \qquad (1)$$

$$s.t. \quad c_f + h_s + x_s \le w(a_f, h_f) + x_f$$
$$c_s \le w(a_s, h_s) + (1+r)x_s$$

En supposant que l'investissement dans les études produit un rendement décroissant ($w_{hh} < 0$), les parents font un choix entre les legs de biens matériels et le niveau de scolarité de l'enfant en posant un rapport d'égalité entre les rendements marginaux des deux formes d'investissement

$$w_h(a_s, h_s) = 1 + r. \qquad (2)$$

Si les capacités accroissent le rendement de l'investissement dans l'éducation ($w_{ha} < 0$) et si tous les parents obtiennent le même taux d'intérêt sur les biens, les enfants ayant de grandes aptitudes seront plus scolarisés que les enfants ayant de faibles aptitudes. Cela apparaît au graphique 1 qui représente le salaire comme une fonction de l'investissement dans les études de trois enfants ayant différents niveaux d'aptitude. Le niveau optimal d'éducation de l'enfant se situe au point où la fonction du salaire a une pente $1 + r$. Il importe de noter en regard de la décision des

parents que tous les enfants ayant le même niveau d'aptitude auront le même niveau de scolarité (et toucheront le même salaire) *peu importe les capacités ou le revenu des parents.*[1]

La distribution conjointe des revenus du parent et de l'enfant découle des décisions d'investissement des parents combinées à la transmission des aptitudes du parent à l'enfant. Posons que les aptitudes de l'enfant sont définies ainsi

$$a_s = \psi a_f + \varepsilon_a \tag{3}$$

où ε_a est un terme aléatoire à moyenne nulle ayant une variance σ_a^2. La régression vers la moyenne des caractéristiques observables laisse aussi supposer une régression des facteurs non observables, les aptitudes par exemple ($\psi < 1$). En l'absence de contraintes d'emprunt, la régression du logarithme du revenu résulte de la régression des aptitudes.

Lorsque des contraintes d'emprunt sont ajoutées au problème (1) sous la forme $x_s > k$ pour une constante k (souvent 0), la condition du premier ordre devient

$$w_h(a_s, h_s) = (1+r) + \frac{\lambda}{U_2} \tag{4}$$

$\lambda > 0$ si et seulement si la contrainte est impérative

où λ représente la valeur marginale de réduire la contrainte d'un dollar. (Nous désignons cette version du modèle de Becker et Tomes par le terme « modèle des contraintes d'emprunt ».) Il est facile de déterminer l'incidence d'une contrainte impérative. Puisque le coût marginal (sous l'angle de l'utilité) de l'investissement dans les études de l'enfant est plus élevé pour les familles faisant face à des contraintes, les dépenses au titre des études sont plus faibles. Par conséquent, le revenu gagné par les enfants assujettis à des contraintes sera moins élevé que celui des enfants sans contraintes ayant des aptitudes similaires, et le revenu régressera plus lentement vers la moyenne. Cette lacune du marché serait éliminée si les pères cherchant à faire des investissements financiers pouvaient investir dans les études des enfants assujettis à des contraintes; après tout, le rendement d'un dollar investi ainsi surpasse le taux d'intérêt du marché. L'hypothèse habituellement avancée pour justifier la persistance du marché incomplet est que les lois contre l'esclavage et la servitude par contrat sont formulées de telle manière que l'investisseur ne pourrait jamais récupérer son investissement.

[1] En l'absence de contraintes d'emprunt, le problème du choix en matière d'éducation est un exemple du théorème de « l'enfant gâté » de Becker (1974). Si le choix de l'éducation revenait au fils, celui-ci prendrait exactement la même décision que son père. Tant que la consommation de l'enfant est un bien normal dans la fonction d'utilité du père, les deux s'entendront pour faire le choix efficace en matière d'éducation de façon à optimiser les ressources familiales. Lorsque des contraintes d'emprunt interviennent, le théorème de « l'enfant gâté » ne tient pas puisque le choix de l'enfant sur le plan des études modifie le coût que le père doit assumer. En d'autres termes, l'affectation d'un dollar supplémentaire aux études accroît la contrainte du même montant. Cette infirmation du théorème de « l'enfant gâté » suit Bergstrom (1989).

III. Contraintes d'emprunt et non-linéarité

Tenant les vues de Becker et Tomes pour acquises, certains auteurs ont cherché à définir des groupes dont on pourrait dire qu'ils sont plus ou moins assujettis à des contraintes afin de tester l'importance des contraintes d'emprunt. Behrman et Taubman (1990) (ci-après désignés par les initiales BT) posent l'hypothèse que les familles dans lesquelles le père touche un faible revenu sont davantage assujetties à des contraintes que les familles dans lesquelles le père touche un revenu élevé; la persistance du revenu devrait être négativement liée au revenu du père. Pour tester cette hypothèse, l'étude s'appuie sur les données de la *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) afin d'estimer la régression

(5)

$$w_s = \alpha + \beta_1 w_f + \beta_2 w_f^2 + \varepsilon$$

où w_s représente le logarithme des gains du fils, w_f, le logarithme des gains du père et ε , un terme d'erreur à moyenne nulle. $\beta_2 < 0$ soutient l'hypothèse des contraintes d'emprunt, tandis que $\beta_2 > 0$ va à l'encontre de cette hypothèse. Sans énoncer explicitement cette hypothèse, Solon (1992) estime, lui aussi, l'équation (5) avec les données de la PSID. Les résultats obtenus dans le cadre de ces deux études figurent au tableau 1. Les deux estiment une relation convexe entre le revenu du père et celui du fils, contrairement à l'hypothèse avancée des contraintes d'emprunt. BT concluent que « le signe des estimations laisse supposer une élasticité plus importante pour le revenu des parents, ce qui réfute la conjecture de Becker et Tomes » (p. 122) [traduction libre].

Cette conclusion voulant que les résultats du tableau 1 réfutent l'hypothèse de Becker et Tomes est erronée. Les estimations de coefficient tendent effectivement à indiquer une relation convexe plutôt que concave, mais cette relation ne va pas à l'encontre de la prévision de Becker et Tomes. À titre de référence, rappelons l'hypothèse avancée par Becker et Tomes :[2]

> La relation directe entre les gains des parents et ceux des enfants dans l'équation (7S.14) tend à être concave plutôt que linéaire, parce que les obstacles aux investissements autofinancés dans les enfants diminuent à mesure qu'augmentent les gains des parents [traduction libre].
>
> (7S.14) $w_s = \phi(a_s, w_f, k_s) + l_s$ (p. S12-S14)

où a_s représente les aptitudes de l'enfant, l_s, « la chance de l'enfant sur le marché » (inconnue au moment des choix en matière d'éducation) et où k_s inclut le financement public de l'éducation et un paramètre mesurant l'altruisme des parents. La conjecture de Becker et Tomes veut que, *compte tenu des aptitudes de l'enfant*, la relation entre les gains des pères et ceux des fils soit concave. On ne peut s'attendre à ce que des études comme celles de BT et de Solon (1992), qui ne tiennent pas compte des aptitudes de l'enfant, produisent forcément des estimations concaves.

Cet argument est très explicitement traité dans l'article de Corak et Heisz (1999) (ci-après désignés par les initiales CH). S'appuyant sur un échantillon d'environ 10 % à partir de plus de

[2] Nous avons légèrement modifié la notation du texte original par souci d'uniformité avec la méthode de notation adoptée dans le présent article.

300 000 paires père-fils tirées des dossiers fiscaux canadiens, ces auteurs estiment une version non paramétrique du plus proche voisin de la régression (5) et constatent une fonction d'espérance conditionnelle en S par rapport au revenu des pères. Les auteurs indiquent que ce résultat peut s'expliquer par le modèle des contraintes d'emprunt. Les pères à très faible revenu ont des fils dont les aptitudes sont très faibles et qui ne cherchent pas à poursuivre des études au-delà du niveau d'instruction assuré sans frais par l'État. Par conséquent, peu de pères à faible revenu, si tant est qu'il y en ait, font face à une contrainte impérative, et ceux qui sont assujettis à une contrainte ne le sont que légèrement. Toutefois, les aptitudes du fils progressent à mesure qu'augmentent le revenu et les aptitudes du père, et un nombre plus élevé de fils font face à des contraintes importantes. Le degré de persistance du revenu monte. Enfin, lorsque le revenu du père est suffisamment élevé, il devient peu probable que le fils sera assujetti à des contraintes peu importe son niveau d'aptitude — la persistance du revenu diminue.

Pour en arriver à l'hypothèse énoncée dans l'article de BT, on doit implicitement présumer que l'augmentation du revenu des pères surpasse l'augmentation des aptitudes des fils de sorte que la contrainte est de moins en moins impérative à mesure que s'accroît le revenu. Le fait que deux tendances nettement différentes (strictement concave et en S) puissent être citées pour justifier l'importance des contraintes d'emprunt soulève des inquiétudes. En fait, dans la mesure où les aptitudes de l'enfant sont corrélées avec le revenu du parent, *littéralement toute* tendance non linéaire peut être justifiée par une explication bien construite axée sur les contraintes d'emprunt. Cette observation est démontrée au graphique 2. Les deux premiers panels illustrent les tendances avancées par BT et par CH. Le panel c est l'« opposé » de l'hypothèse de BT. On peut expliquer cette tendance en inversant le postulat implicite de l'hypothèse de BT de manière à ce que l'accroissement des aptitudes de l'enfant surpasse la capacité du père à financer les études. Le panel d est l'« opposé » de la tendance observée par CH. Dans ce cas, les parents à faible revenu sont incapables de financer efficacement les études des enfants même si ces derniers ont le niveau le plus faible d'aptitude. À mesure qu'augmente le revenu, les gains financiers dépassent l'accroissement des aptitudes de l'enfant de sorte que la contrainte diminue. En définitive, les enfants les plus doués le sont tellement que même les parents les plus fortunés sont assujettis à une contrainte impérative. On pourrait évidemment élaborer des variations sur ces thèmes pour expliquer toutes les tendances non linéaires, quelles qu'elles soient.

Pour mieux comprendre l'intuition sous-jacente au graphique 2, posons que le degré de persistance du revenu est défini ainsi :

$$\beta(w_f) = \gamma + \kappa(w_f, \overline{a_s}(w_f)) \qquad (6)$$

$\kappa(w_f, \overline{a_s}(w_f)) > 0$ si et seulement si la contrainte est impérative

où $\overline{a_s}(w_f)$ représente les aptitudes prévues du fils conditionnelles au logarithme des gains du père et κ, les effets des contraintes d'emprunt. Alors

$$\frac{d\beta}{dw_f} = \kappa_1 + \kappa_2 \frac{\partial \overline{a_s}}{\partial w_f}. \qquad (7)$$

Supposons que w_f^* représente le niveau du logarithme du revenu de telle sorte que le père est en mesure d'autofinancer efficacement les études de son enfant même si ce dernier a un niveau

maximum d'aptitude. Alors pour $w_f > w_f^*$, le degré de persistance du revenu ne dépend pas du revenu du père; $\beta = \gamma$. Cependant, en deçà de ce niveau de revenu du père, $\beta > \gamma$. La courbe de β dépend de l'ampleur de l'écart entre β et γ à différents niveaux du revenu du père. Un niveau supérieur de revenu du père allège la contrainte ($\kappa_1 > 0$), tandis qu'un niveau d'aptitude plus élevé chez l'enfant accroît la contrainte ($\kappa_2 > 0$). Puisque les capacités des fils sont positivement corrélées avec les gains des pères ($\frac{\partial \overline{a_s}}{\partial w_f} > 0$), le signe de (7) est indéterminé. En ajustant soigneusement la relation entre le revenu des pères et les aptitudes des fils, β (w_f) peut suivre n'importe quelle courbe.

Certains économistes soutiennent, par introspection ou sur quelque autre fondement, que la contrainte n'est impérative que dans une plage définie du revenu des pères. Par exemple, un économiste donné pourrait poser l'hypothèse voulant que les contraintes soient impératives dans le cas des pères de la classe moyenne inférieure. La définition de la plage dans laquelle les contraintes d'emprunt seraient impératives mène-t-elle à un test permettant de rejeter l'hypothèse à l'aide des tendances obtenues par une régression des moindres carrés? Là encore, la réponse est négative. En effet, il n'y a aucune raison de croire que la relation entre les revenus des pères et des fils est linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt. Même si les aptitudes sont liées de façon linéaire d'une génération à l'autre, la transformation des aptitudes en salaire peut être fortement non linéaire. Dans l'éventualité où l'estimation empirique ne produit pas un degré estimé plus élevé de persistance du revenu dans la plage sensée être associée à des contraintes, l'économiste pourra encore arguer que les résultats sont compatibles avec l'hypothèse si les non-linéarités en l'absence de contraintes d'emprunt neutralisent celles qui sont causées par les contraintes. Une fois encore, toute tendance observée peut être justifiée

IV. Test de substitution de l'hypothèse des contraintes d'emprunt

Si les tendances dans une régression des moindres carrés semblent constituer un test médiocre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt, un nouvel examen de l'interprétation de CH révèle qu'il existe un test de substitution axé sur la régression par quantile. Bien que la plupart des économistes se soient attachés à la variation de l'importance des contraintes d'emprunt pour une famille donnée à mesure que le revenu des parents augmente, CH soulignent que la fraction des familles assujetties à des contraintes varie également.[3] Dans les familles où le père touche un faible revenu, seuls les fils les plus doués font face à des contraintes d'emprunt. Ainsi, pour les niveaux de faible revenu chez les pères, les droites de régression par quantile devraient avoir une pente relativement faible partout, exception faite des quantiles supérieurs. Les aptitudes du fils s'accroissent à mesure qu'augmente le revenu parental, et une fraction plus grande des familles est assujettie à des contraintes. La plupart des quantiles devraient maintenant afficher une pente plus marquée, seuls les quantiles de l'extrémité inférieure (fils ayant peu d'aptitudes) enregistrant une pente plus faible qui indique peu de contraintes. Enfin, le revenu des pères devient suffisamment élevé pour que presque aucun fils ne soit assujetti à des contraintes. Tous les quantiles, sauf ceux à l'extrémité supérieure, devraient avoir une pente plus faible. Il convient de noter que même si la persistance du revenu est non linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt, nous pouvons tester la présence de telles contraintes; la pente des droites de

[3] Si l'on présume, évidemment, que des contraintes d'emprunt interviennent.

régression par quantile sera plus prononcée pour les quantiles supérieurs que pour les quantiles inférieurs. Le graphique 3 illustre les formes prévues des droites de régression par quantile.

Une variante de la représentation au graphique 3 qu'il convient d'examiner est que les bourses d'études accordées aux étudiants les plus doués peuvent atténuer les contraintes d'emprunt de ce groupe. Dans la mesure où la société peut être particulièrement concernée par les possibilités offertes aux enfants de familles à faible revenu, ces bourses pourraient être surtout accordées aux fils très doués dont le père touche un revenu peu élevé. Ce facteur ne modifie les prévisions que légèrement. Si les bourses sont insuffisantes pour éliminer complètement les contraintes d'emprunt, alors les pentes des quantiles supérieurs seront plus abruptes que celles des quantiles inférieurs. Si tel est le cas, la prévision générale reste inchangée : les quantiles supérieurs dominent la configuration non linéaire des données. La seule différence est que les effets se feront sentir de façon plus marquée dans les quantiles intermédiaires-supérieurs plutôt que dans les quantiles de l'extrémité supérieure. Si les bourses sont suffisamment importantes pour permettre aux enfants d'atteindre un niveau de scolarité équivalent ou supérieur au niveau optimal, alors les non-linéarités seront dominées par les quantiles intermédiaires-supérieurs, et les quantiles à l'extrémité supérieure pourront même afficher une pente plus aplatie que celle des quantiles inférieurs. Par conséquent, bien que les bourses d'études compliquent quelque peu les prévisions, celles-ci restent essentiellement inchangées.

A. Les données

Les données employées pour estimer les régressions par quantile sont tirées de l'ensemble de données fiscales utilisé par CH. Les fils, âgés de 16 à 19 ans en 1982, sont appariés aux adultes de sexe masculin du même ménage (pas forcément le père biologique). On a créé un échantillon de 10 % et, de cet échantillon, on a retenu le fils le plus âgé disponible dans chaque famille. (Il importe de noter que le fils le plus âgé disponible n'est pas nécessairement le fils aîné de la famille). Nous avons ainsi obtenu 56 141 paires père-fils. Une fois retirées les paires dans lesquelles le « père » est né avant 1908 ou après 1952, l'échantillon comporte 53 390 observations.[4] C'est là l'ensemble de données utilisé dans le cadre de notre analyse. (Voir CH pour une description plus détaillée de la constitution de l'ensemble de données visant les hommes canadiens.)

Nous avons extrait, pour chaque père et chaque fils de l'ensemble de données, le revenu déclaré sur les formules fiscales T1 de 1978 à 1998. L'examen de la moyenne et de la variance des revenus déclarés a permis de détecter plusieurs irrégularités de codage. Il semble que, pour la période 1978-1982, un nombre considérable d'observations se sont vu attribuer la valeur de 1 dollar, alors que pour d'autres années, cette valeur était établie à 0 dollar. Dans le même ordre d'idées, en 1996, un revenu de 2 dollars a été attribué à de nombreuses observations. Nous n'avons pas été en mesure de déterminer les raisons de ces anomalies. Dans le présent article, le terme « déclaration de revenu positif » désigne les revenus moyens supérieurs à 1 dollar pour la période 1978-1982 et supérieurs à 2 dollars en 1996.

Puisque l'erreur classique de mesure entachant la variable dépendante ou la variable indépendante introduira un biais dans les estimations des régressions par quantile, nous avons

[4] Des données indiquant que le père est exceptionnellement âgé ou jeune peuvent découler d'une erreur de mesure quant à l'année de naissance ou peuvent se rapporter à un frère plus âgé ou au grand-père.

utilisé une moyenne sur cinq ans des observations des fils et des pères. Cette méthode de correction d'erreurs s'inspire des travaux de Solon (1992), Zimmerman (1992), Peters (1992), Couch et Dunn (1997) ainsi que CH. Les pères et les fils sont observés au cours des périodes 1978-1982 et 1994-1998 respectivement.

B. Examen de la non-linéarité

CH emploient une méthode non paramétrique pour estimer le degré de persistance du revenu. Malheureusement, nous ne disposons, à notre connaissance, d'aucune méthode analogue pour l'estimation des régressions par quantile. Nous adoptons plutôt une méthode plus simple d'estimation non linéaire : les fonctions splines. Dans la mesure où ces fonctions peuvent être estimées à la fois par des régressions des moindres carrés et des régressions par quantile, elles nous permettent de déterminer si les droites de régression par quantile suivent la tendance prévue par le modèle des contraintes d'emprunt. Le graphique 4 représente les droites de régression par médiane (o) et par moyenne (*) pour l'échantillon; le tableau 2 présente les résultats de régression.[5] Le logarithme des revenus des pères et des fils correspond au logarithme du revenu salarial moyen sur la période de cinq ans à condition qu'un revenu positif ait été déclaré au cours de chacune de ces années.[6] Nous avons permis aux fonctions splines d'avoir sept coudes aux points -4, -3, -2, -1, 0, 1 et 2 sur l'axe des x. Notre analyse porte principalement sur la fraction représentant environ 98 % des observations pour lesquelles le revenu du père après correction pour l'âge se situe entre -2 et 2.[7] La méthode spline d'estimation produit également la forme en S observée dans les résultats de CH, bien que cette forme soit plus prononcée dans la régression par médiane que dans la régression des moindres carrés.

La variation considérable de l'âge des pères donne lieu à une explication possible de la non-linéarité observée qui est entièrement factice. Grawe (2000) montre que le degré estimé de persistance du revenu est négativement lié à l'âge dans l'ensemble de données de la PSID. Cette relation s'explique par l'augmentation de la variance du logarithme du revenu au cours du cycle de vie. Si les pères sont observés plus tard dans le cycle de vie, la variance plus élevée du logarithme du revenu des pères sert à expliquer la variance du logarithme du revenu des fils – le degré estimé de persistance du revenu diminuera.[8] Puisqu'il y a lieu de croire que les observations caractérisées par des valeurs élevées ou faibles du logarithme du revenu du père visent les pères plus âgés, la courbe en S peut être un phénomène secondaire de la variation de l'âge des pères.

Examinons le graphique 5 pour comprendre pourquoi les valeurs élevées et faibles du revenu du père sont susceptibles d'être observées chez les pères plus âgés. Le panel *a* représente les profils du revenu permanent de trois types de personnes (lignes continues). Les observations réelles du revenu s'écartent des profils permanents en raison des perturbations transitoires ou de l'erreur classique de mesure (étoiles). Les profils de revenu suivent la courbe concave bien connue à pente positive. Dans le panel *b*, les perturbations transitoires du revenu ont été supprimées (peut-

[5] L'estimation des régressions par quantile est élaborée dans l'article de Koenker et Basset (1978).

[6] On observe la même forme en S lorsque le « logarithme du revenu » correspond à la moyenne de cinq observations de logarithme du revenu ou lorsqu'on utilise le revenu total du marché au lieu du revenu salarial.

[7] Il importe néanmoins d'inclure les splines situées hors de cette plage de façon à éviter que les valeurs aberrantes n'exercent une influence sur les pentes estimées des splines se trouvant entre –2 et 2.

[8] La corrélation entre les revenus des pères et des fils diminue également à mesure qu'augmente l'âge du père au moment de l'observation, ce qui accroît l'effet de la tendance de la variance du cycle de vie.

être en raison de l'établissement de la moyenne des revenus sur plusieurs années consécutives), et la tendance à la hausse des revenus a été éliminée. Dans la mesure où la variance du logarithme des revenus augmente au cours du cycle de vie, les revenus les plus bas et les plus élevés après correction pour l'âge sont déclarés par les pères plus âgés. Ceci est illustré dans le panel *b*.

Le biais associé au cycle de vie ne constitue une explication possible que si les données canadiennes affichent une dépendance marquée à l'égard de l'âge dans la persistance prévue du revenu. Étant donné que la variance du revenu au Canada n'augmente pas autant qu'aux États-Unis, les résultats de Grawe (2000) ne s'appliquent pas directement aux données canadiennes. Pour déterminer si le biais associé au cycle de vie est un facteur important dans les données canadiennes, nous estimons le degré de persistance du revenu pour toutes les combinaisons possibles des années d'observation des pères et des fils (pères : période 1978-1992 et fils : 1991-1998). Pour éviter d'introduire un biais lié à la sélection de l'échantillon découlant de la retraite des pères des cohortes plus âgées, nous limitons l'échantillon aux pères nés entre 1932 et 1942. Les résultats sont présentés au graphique 6. Chaque année d'observation des paires père-fils est représentée par un point. Nous relions l'estimation de la moyenne (en fonction de l'année d'observation du père) par une ligne continue. L'estimation moyenne la plus élevée de la persistance du revenu est enregistrée lorsque les pères sont observés en 1978, tandis que la plus faible est relevée lorsque les pères sont observés en 1992. Le degré estimé de persistance du revenu diminue de près de 50 % avec le vieillissement de 14 ans des pères.

Le graphique 6 démontre que la dépendance des estimations de la persistance du revenu à l'égard de l'âge est une caractéristique des données canadiennes. Mais cette dépendance n'est pas forcément la cause de la non-linéarité observée. Pour vérifier si la courbe en S observée dans l'ensemble complet de données est déterminée par le biais du cycle de vie, nous estimons de nouveau la fonction spline de régression par médiane à l'aide de sous-ensembles des données définis en fonction de l'année de naissance du père. Les résultats sont illustrés au graphique 7; les estimations de régression sont présentées au tableau 3. Les pères sont regroupés selon les catégories suivantes d'année de naissance : 1939-1943, 1936-1938, 1932-1935 et 1928-1931. La forme en S apparaît dans les quatre sous-groupes; on ne peut donc expliquer la tendance observée par le biais du cycle de vie. Puisque cette courbe n'est pas seulement attribuable aux écarts relatifs à l'âge des pères au moment de l'observation, nous poursuivons l'analyse en utilisant l'ensemble complet de données.

C. Les contraintes d'emprunt interviennent-elles?

Pour déterminer si la non-linéarité observée est imputable à des contraintes d'emprunt impératives pour les enfants les plus doués d'une catégorie de revenu, nous comparons les pentes de différents quantiles. Rappelons que, en théorie, la pente des quantiles supérieurs sera plus abrupte que celle des quantiles inférieurs lorsque les contraintes d'emprunt sont impératives. Si ces contraintes d'emprunt sont effectivement la cause de la non-linéarité, la pente des quantiles supérieurs devrait s'intensifier (par rapport à celle des quantiles inférieurs) au milieu de la distribution du revenu des pères.

Le graphique 8 représente les splines de régression pour les 95^e, 90^e, 75^e, 50^e, 25^e, 10^e et 5^e quantiles; le tableau 4 fait état des estimations de coefficient. Ici aussi, le logarithme du revenu correspond au logarithme du revenu salarial moyen de 1978 à 1982 pour les pères et de 1994 à 1998 pour les fils à condition qu'un revenu positif ait été déclaré au cours de chacune de ces cinq

années. Contrairement au modèle des contraintes d'emprunt, chez les pères à faible revenu, les droites de régression par quantile les plus prononcées sont celles des familles dont le fils a un faible revenu (et vraisemblablement un niveau d'aptitude peu élevé). La pente de la droite de régression s'accentue au milieu de la distribution du revenu des pères non pas parce que la pente des quantiles supérieurs devient plus forte, mais parce que celle des quantiles inférieurs augmente. La pente des quantiles supérieurs est plus marquée que celle des quantiles inférieurs pour les pères à revenu élevé, ce qui pourrait être compatible avec les contraintes d'emprunt si les parents bien nantis avaient des enfants tellement doués que leurs ressources exceptionnelles seraient insuffisantes pour assurer efficacement l'éducation des enfants. Cette hypothèse semble très improbable. Globalement, les tendances observées à la figure 8 et au tableau 4 réfutent l'hypothèse des contraintes d'emprunt.[9]

On peut se demander, pour ce qui est des résultats présentés au graphique 8 et au tableau 4, si le critère de la déclaration d'un revenu positif au cours de chacune des cinq années introduit un biais de sélection.[10] Il peut sembler raisonnable de présumer que les fils qui ne produisent pas de déclaration de revenu sont susceptibles d'avoir peu d'aptitudes et sont plus susceptibles de provenir d'une famille dans laquelle le père touche un faible revenu. L'exclusion de ces observations de l'ensemble de données fera en sorte que les droites de régression par quantile seront biaisées vers zéro. La véritable question est de savoir si les quantiles supérieurs sont plus ou moins biaisés par la méthode de sélection que ne le sont les quantiles inférieurs. On observe, dans l'annexe sous plusieurs hypothèses de distribution, que le biais est plus marqué dans les quantiles inférieurs si les pères à faible revenu sont plus susceptibles d'avoir des fils n'ayant pas produit de déclaration de revenu. Ce résultat étaye la conclusion voulant que les pentes des régressions par quantile de graphique 8 et du tableau 4 soient incompatibles avec l'hypothèse des contraintes d'emprunt.

Toutefois, il est possible d'éliminer le biais de sélection dans les régressions par quantile. Bien que les estimations de régression des moindres carrés soient très sensibles au traitement des observations d'un revenu nul (voir Couch et Dunn (1997)), tant que la valeur réelle et la valeur attribuée à une observation nulle se trouve sous le seuil du quantile en question, les erreurs de déclaration de la valeur réelle de l'observation ne biaisent pas les estimations de la pente du quantile. Si nous présumons que les fils ayant un revenu nul ou ceux qui ne produisent pas de déclaration de revenu se situent en deçà de la droite de régression du 25^{e} quantile, l'inclusion de ces observations dans l'échantillon et l'attribution d'une valeur de 1 dollar à celles-ci n'auront pas pour effet de biaiser les estimations des quantiles supérieurs au 25^{e} quantile.

---

[9] On obtient des résultats similaires sur le plan qualitatif lorsqu'on définit le logarithme du revenu moyen sur cinq années d'observation, lorsque la mesure du revenu correspond au revenu total du marché ou lorsqu'on impose un seuil minimal de 500 $ (en dollars de 1992) chaque année pour qu'une unité soit incluse dans l'échantillon.

[10] Parmi les raisons pour lesquelles un fils ne produirait pas une déclaration de revenu, notons les suivantes : 1) le fils touche un revenu si faible qu'il ne doit pas payer d'impôt, 2) le fils est décédé, 3) le fils travaille dans l'économie clandestine ou 4) le fils a quitté le pays. Dans le premier cas, on peut sans aucun doute présumer que le revenu du fils se situe en deçà de la droite de régression du 25^{e} quantile. Si le fils est décédé ou qu'il travaille dans l'économie clandestine, nous pourrions dire que l'utilité relativement au père est très faible, à l'instar d'un fils touchant un revenu peu élevé. Nous présumons que les fils ayant quitté le pays sont peu nombreux ou que la décision de quitter n'est pas suffisamment corrélée avec le revenu des parents pour biaiser les résultats des régressions par quantile.

Le graphique 9 présente les droites de régression par quantile obtenues lorsqu'on attribue une valeur de 1 dollar dans les cas de non-déclaration ou de déclaration de revenu nul par les fils pour l'année en question; le tableau 5 présente les estimations de coefficient spline de régression. Cette opération ne modifie pas sensiblement la configuration de la pente des droites de régression par quantile. Là encore, la tendance non linéaire est gouvernée par la forme de la courbe des quantiles inférieurs, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt.

V. Discussion des résultats

Le présent article remet en question la pratique courante qui consiste à « tester » l'importance des contraintes d'emprunt par la recherche de non-linéarités dans la relation entre le logarithme du revenu des pères et celui des fils. Nous démontrons que toute tendance non linéaire, quelle qu'elle soit, peut être considérée comme le résultat d'un modèle bien construit axé sur les contraintes d'emprunt. Contrairement à l'analyse de régression des moindres carrés, les régressions par quantile offrent un fondement pour la réalisation d'un test permettant de rejeter l'hypothèse des contraintes d'emprunt même dans le cas d'une relation non linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt. Dans la mesure où les contraintes sont plus impératives pour les familles ayant des enfants plus doués, les quantiles supérieurs devraient gouverner les non-linéarités observées.

À la lumière des données fiscales canadiennes, nous avons constaté que, bien que des non-linéarités soient observées dans les résultats, celles-ci ne sont pas compatibles avec le modèle des contraintes d'emprunt. La tendance de persistance du revenu des pères est attribuable au comportement des familles ayant des fils à faible revenu qui sont les moins susceptibles d'être assujettis à des contraintes. Fait plus important, les pentes des droites de régression sont souvent plus prononcées dans les quantiles inférieurs que dans les quantiles supérieurs, ce qui est incompatible avec l'hypothèse des contraintes d'emprunt. Ces résultats sont robustes même compte tenu de l'inclusion des fils ayant déclaré un revenu nul ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu.

Réflexion faite, ce rejet du modèle des contraintes d'emprunt n'est pas surprenant. Le système d'enseignement collégial et universitaire est subventionné par le secteur public. Les personnes dont les familles ne sont pas en mesure d'assumer les droits de scolarité peuvent présenter des demandes de prêt subventionné par l'État. Il reste à vérifier si ce résultat s'applique à d'autres pays occidentaux. Eide et Showalter (1999) estiment des régressions linéaires par quantile au moyen des données de la PSID et constatent que la pente des droites de régression diminue à mesure qu'on se déplace des quantiles inférieurs aux quantiles supérieurs. À prime abord, ces résultats donnent à penser que les données américaines sont, elles aussi, incompatibles avec le modèle des contraintes d'emprunt.

Nos résultats tendent à indiquer qu'il conviendrait de déployer des efforts plus considérables pour favoriser l'accès des chercheurs aux ensembles de données administratives. La contribution de Corak et Heisz (1999) mérite d'être citée à cet égard. Pour la première fois, on a fourni un ensemble de données suffisamment important pour cerner de façon précise les non-linéarités dans de multiples quantiles. À mesure que des données visant divers pays seront disponibles, on pourra déterminer jusqu'à quel point les contraintes d'emprunt qui restreignent les choix en matière d'éducation constituent un enjeux important des politiques publiques des pays développés.

VI. Annexe : Biais de sélection dans la régression par quantile

Dans cette section, considérons le cas d'un jeune homme qui peut décider de travailler et de toucher un revenu potentiel (log) w_s ou de rester sans emploi et de toucher des prestations d'aide sociale B. Le dilemme de cet homme se définit ainsi

(8)

$$\max_{L=0,1}\{U(w_s, L=0), U(B, L=1)\}$$

où L représente le temps de loisirs (et, peut-être le stigmate attaché aux prestations d'aide sociale). La solution du problème peut se caractériser par une valeur critique du revenu potentiel w_s^* définie de façon à ce que le revenu observé de l'homme soit

(9)

$$w_s = h(w_f) + \varepsilon \text{ if } w_s > w_s^*$$

$$w_s = 0 \text{ dans les autres cas}$$

où w_f représente le logarithme du revenu du père, et ε est un terme d'erreur dont la valeur moyenne est zéro, indépendant de w_f. $h(w_f)$ est toute fonction monotone positive de w_f. Le terme d'erreur peut être hétéroscédastique, mais on présume que la variance n'augmente pas dans w_f. La corrélation positive entre w_s et w_f fait en sorte que la fraction des observations tronquées est une fonction décroissante de w_f

Examinons comment la troncation à w_s^* modifie la valeur correspondant au fils du p^e percentile observée dans n'importe quelle catégorie de revenu du père. Pour un niveau donné de w_f, les fils du percentile à l'extrémité inférieure $F(w_s^* - h(w_f))$ ne travailleront pas, où F est la fonction de distribution cumulative de ε étant donné w_f. Posons

(10)

$$p(M, w_s^*) = prob(w_s \le M | w_s^*) = \frac{\int_{w_s^*}^{M} f(w_s)dw_s}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s}$$

où $f(w_s)$ est la fonction de densité conditionnelle de w_s. Puisque l'échantillon est tronqué à w_s^*, la valeur associée à l'observation positive (M) du p^e percentile est surestimée par rapport à la valeur réelle (incluant ceux qui ne travaillent pas). Appliquons le théorème de fonction implicite

(11)

$$p_M = \frac{f(M)}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s}$$

(12)

$$p_{w_s^*} = \frac{-f(w_s^*)\int_{w_s^*}^{M} f(w_s)dw_s}{\left(\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s)dw_s\right)^2}$$

(13)

$$\frac{dM}{dw_s^*} = -\frac{p_{w_s^*}}{p_M}$$

$$= \frac{f(w_s^*)\int_M^\infty f(w_s)dw_s}{f(M)\int_{w_s^*}^\infty f(w_s)dw_s}$$

$$> 0$$

Mais le biais est-il plus important ou moins important pour les quantiles supérieurs? Si le point de troncation w_s^* reste fixe, la variation de p influe sur $\frac{dM}{dw_s^*}$ par le biais de son effet sur M :

(14)

$$\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial p} = \frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M}\frac{\partial M}{\partial p}.$$

Puisque $\frac{\partial M}{\partial p} > 0$, nous pouvons nous attacher au signe de $\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M}$.

(15)

$$\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial M} = f(w_s^*)\int_{w_s^*}^\infty f(w_s)dw_s \frac{-f(M)^2 - f'(M)\int_M^\infty f(w_s)dw_s}{\left(f(M)\int_{w_s^*}^\infty f(w_s)dw_s\right)^2}$$

Il est évident dans l'expression (15) que si $f'(M)>0$, la troncation biaise les percentiles supérieurs moins que les percentiles inférieurs. Par exemple, si les revenus potentiels des fils suivent une distribution normale (conditionnelle à w_f) , la troncation de la distribution a pour effet de pousser vers le haut la position de l'observation du 90^e percentile moins que celle de l'observation du 20^e percentile.

Considérant plutôt que les logarithmes des revenus potentiels des fils suivent une distribution normale et ont une moyenne conditionnelle μ et une variance conditionnelle σ^2, nous remplaçons la distribution normale pour f et f' par les expressions pertinentes. Puisque le numérateur de l'expression (15) détermine le signe, nous nous attarderons uniquement à cette partie de l'expression :

(16)

$$-\frac{1}{\sigma^2 2\pi}e^{-\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2} + \left(\frac{M-\mu}{\sigma^2}\right)\frac{1}{\sqrt{\sigma^2 2\pi}}e^{-.5\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2}\int_M^\infty f(w_S)dw_S$$

La réorganisation de (16) montre que l'expression a le même signe que

(17)

$$-1+\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)\sqrt{2\pi}e^{.5\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)^2}\left[1-\Phi\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)\right]$$

Où Φ est la fonction de distribution cumulative normale, le graphique 10 représente graphiquement l'expression (17); celle-ci est toujours négative. Tout comme dans le cas de la distribution uniforme, l'augmentation d'une unité dansla troncation pousse vers le haut, d'une unité, la position des observations des percentiles supérieurs de façon moins marquée que celle des observations des percentiles inférieurs.

Dans le modèle des gains potentiels et du chômage présenté ci-dessus, la fraction de la troncation est négativement corrélée avec le revenu. Par conséquent, les pentes des quantiles sont biaisées vers zéro, et ce biais est plus important pour les quantiles inférieurs puisque $\frac{\partial\left(\frac{dM}{dw_i^*}\right)}{\partial p}<0$.

Tableau 1. Estimations de la persistance du revenu par des fonctions quadratiques. Les valeurs absolues de *t* sont entre parenthèses.

	Behrman et Taubman (1990)	Solon (1992)
β_1	-0,46 (2,7)	-0,108 (0,14)
β_2	0,039 (4,3)	0,0258 (0,63)

Tableau 2. Estimations des fonctions splines de régression par médiane et par moyenne. Les valeurs absolues de t sont entre parenthèses.

	Médiane	Moyenne
[-2,-1]	0,045 (0,92)	0,085 (1,78)
[-1,0]	0,269 (17,05)	0,260 (15,70)
[0,1]	0,269 (15,70)	0,306 (18,32)
[1,2]	0,142 (1,86)	0,265 (3,54)

Tableau 3. Estimations des fonctions splines de régression par médiane pour quatre catégories de l'année de naissance du père. Les valeurs absolues de *t* sont entre parenthèses.

	Catégories de l'année de naissance du père			
	1939-1943	1936-1938	1932-1935	1928-1931
[-2,-1]	-0,061 (0,56)	0,190 (1,40)	0,016 (0,20)	0,046 (0,37)
[-1,0]	0,323 (9,41)	0,344 (8,07)	0,289 (9,69)	0,223 (5,14)
[0,1]	0,322 (8,87)	0,257 (6,06)	0,255 (8,63)	0,233 (5,49)
[1,2]	0,202 (1,00)	0,201 (0,86)	0,192 (1,59)	0,039 (0,234)

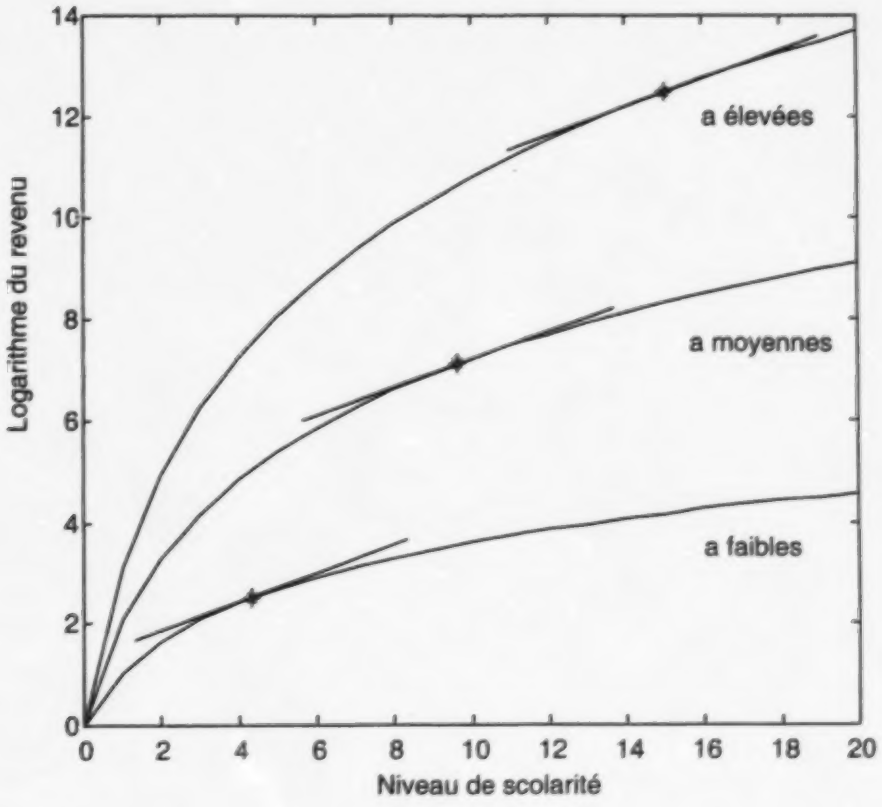
Tableau 4. Estimations de la pente de la droite de régression par quantile du logarithme des revenus des pères et des fils. Les valeurs absolues de t sont entre parenthèses.

	Quantiles						
	95	90	75	50	25	10	05
[-2,-1]	-0,059	-0,129	-0,093	0,045	0,080	0,291	0,344
	(0,85)	(5,85)	(2,27)	(0,92)	(1,13)	(2,34)	(2,27)
[-1,0]	0,098	0,143	0,211	0,290	0,368	0,383	0,379
	(3,61)	(7,48)	(14,32)	(17,05)	(15,18)	(8,82)	(6,95)
[0,1]	0,423	0,313	0,294	0,269	0,269	0,270	0,240
	(14,90)	(16,15)	(20,26)	(15,70)	(10,91)	(6,14)	(4,31)
[1,2]	0,625	0,505	0,232	0,142	0,149	0,288	0,103
	(6,06)	(5,85)	(3,43)	(1,86)	(1,40)	(1,60)	(0,47)

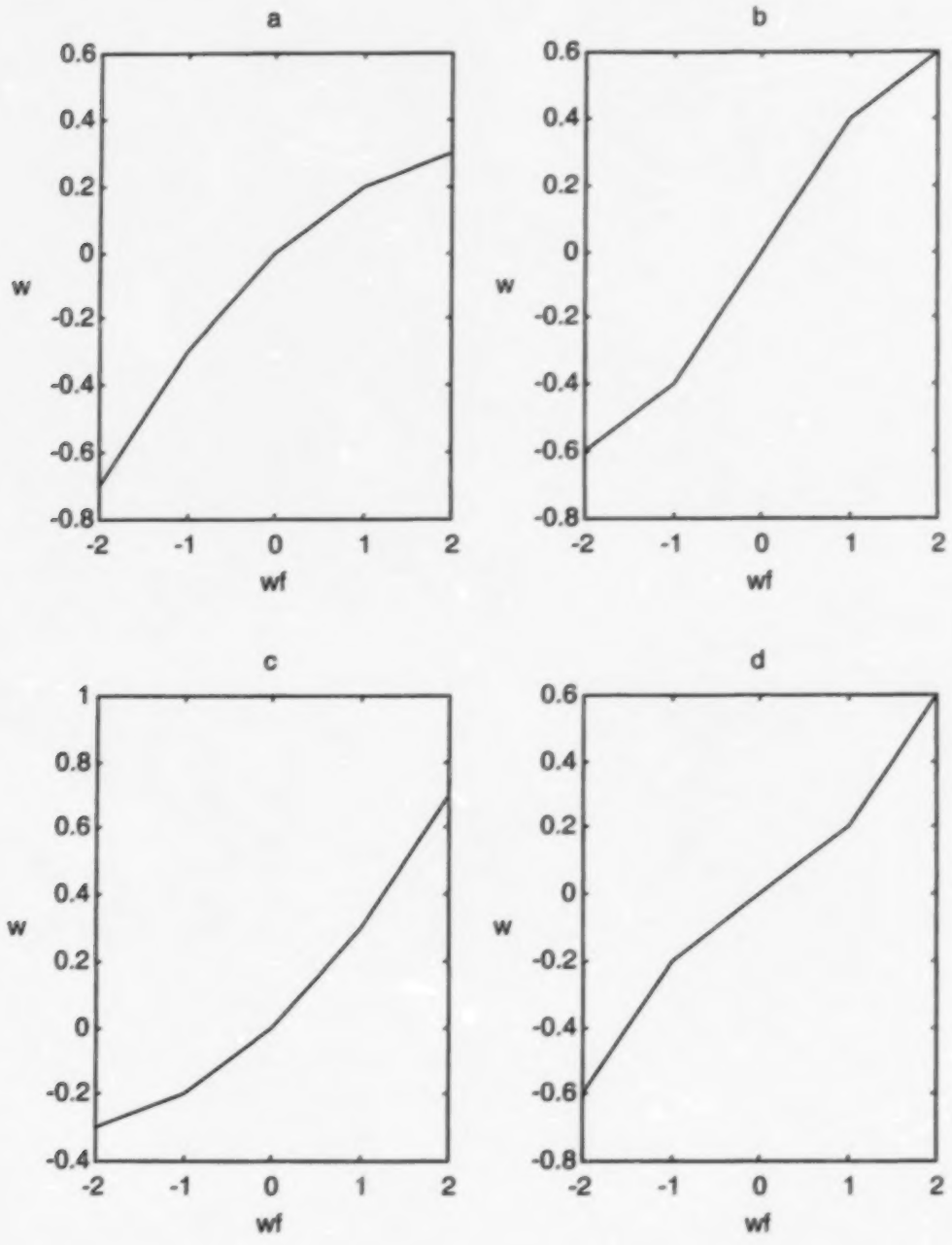
Tableau 5. Estimations de la pente de la droite de régression par quantile du logarithme des revenus des pères et des fils (incluant les fils ayant des revenus nuls ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu). Les valeurs absolues de *t* sont entre parenthèses.

	Quantiles				
	95	90	75	50	25
[-2,-1]	-0,087	-0,081	-0,104	0,002	0,623
	(1,74)	(1,72)	(2,42)	(0,03)	(3,49)
[-1,0]	0,075	0,143	0,241	0,420	0,777
	(4,44)	(9,03)	(16,89)	(18,52)	(13,37)
[0,1]	0,374	0,296	0,268	0,219	0,004
	(21,6)	(18,56)	(18,55)	(9,34)	(0,06)
[1,2]	0,369	0,197	0,023	-0,032	-0,262
	(6,82)	(3,86)	(0,51)	(0,44)	(1,37)

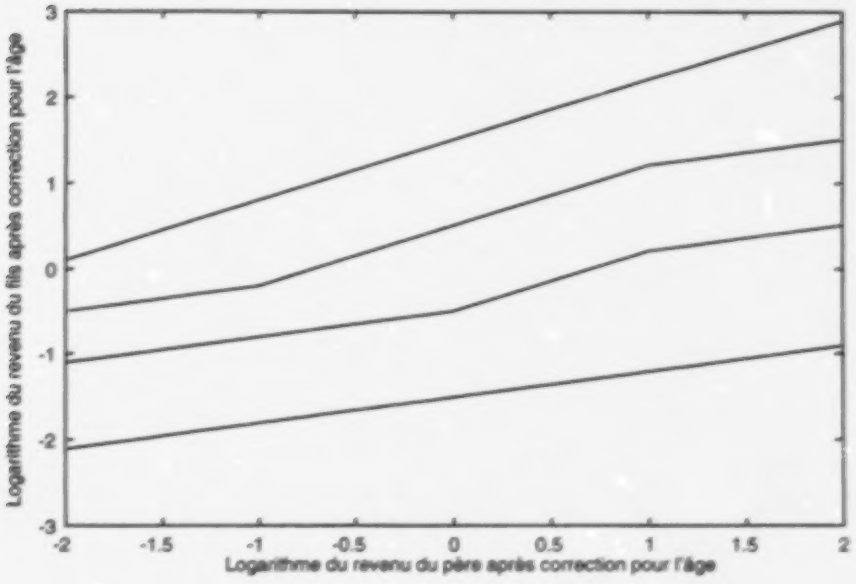
Graphique 1. Choix de l'éducation de l'enfant compte tenu de ses aptitudes



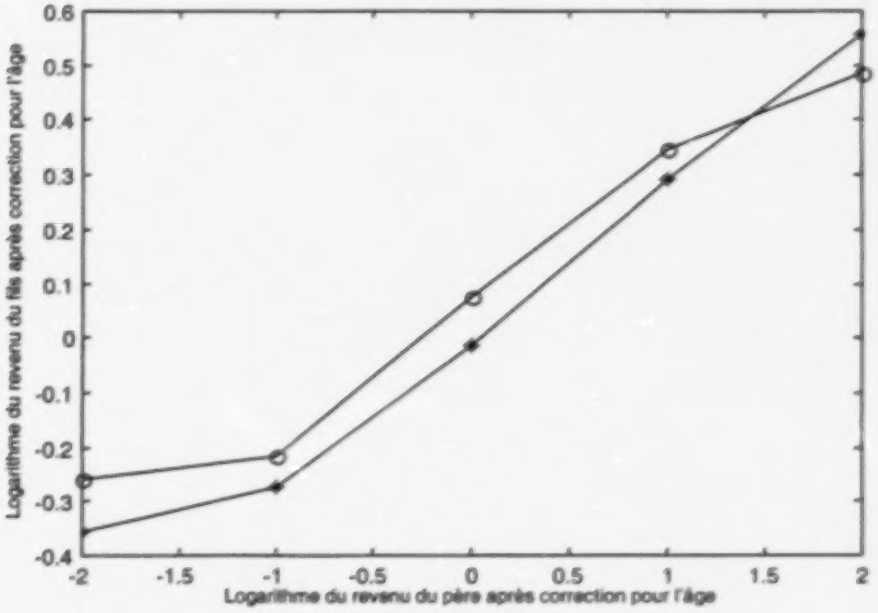
Graphique 2. Quatre courbes pouvant être justifiées par une version du modèle des contraintes d'emprunt



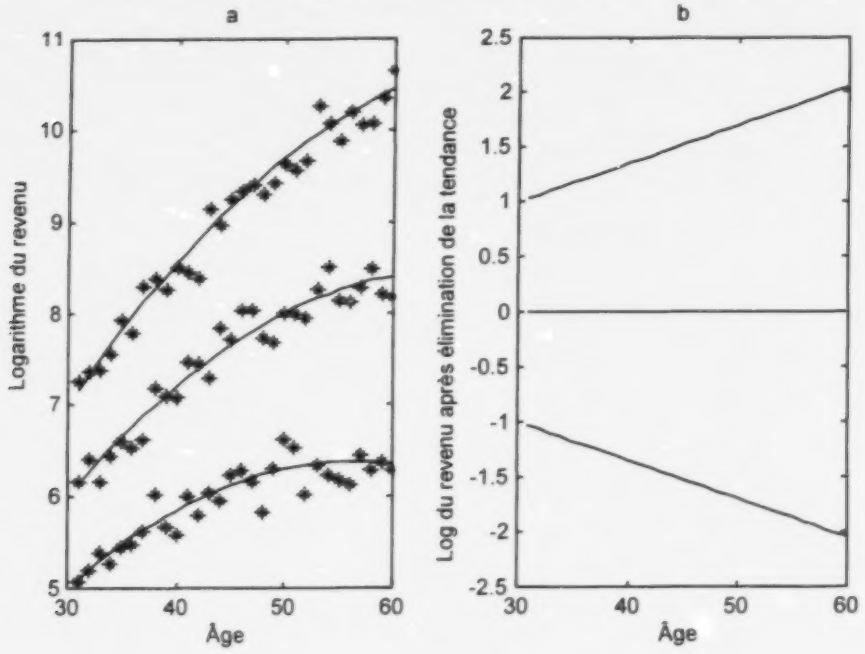
Graphique 3. Tendance prévue de la droite de régression par quantile



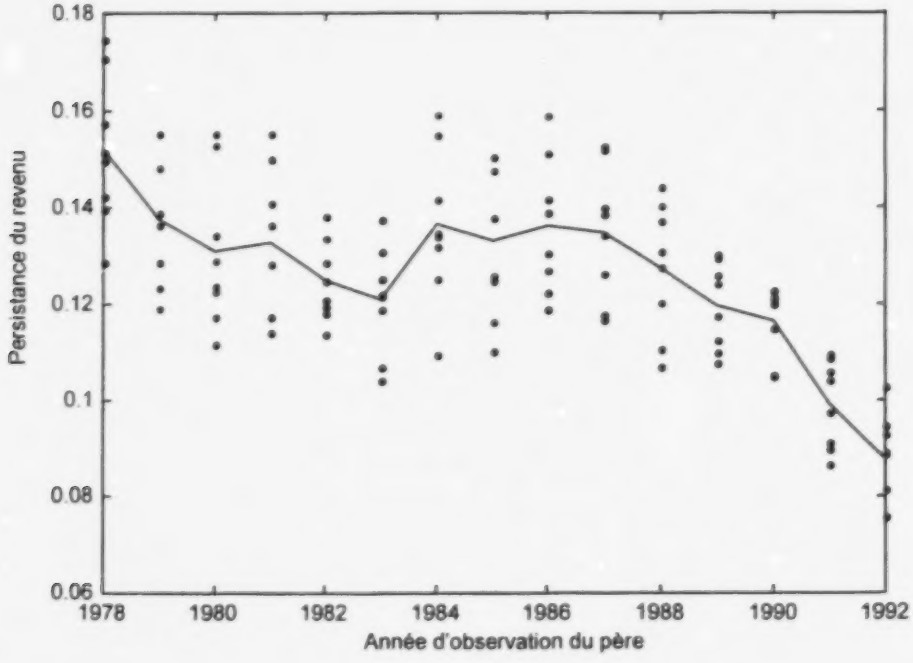
Graphique 4. Fonctions splines de régression par médiane (o) et par moyenne (*) fondées sur l'ensemble complet de données



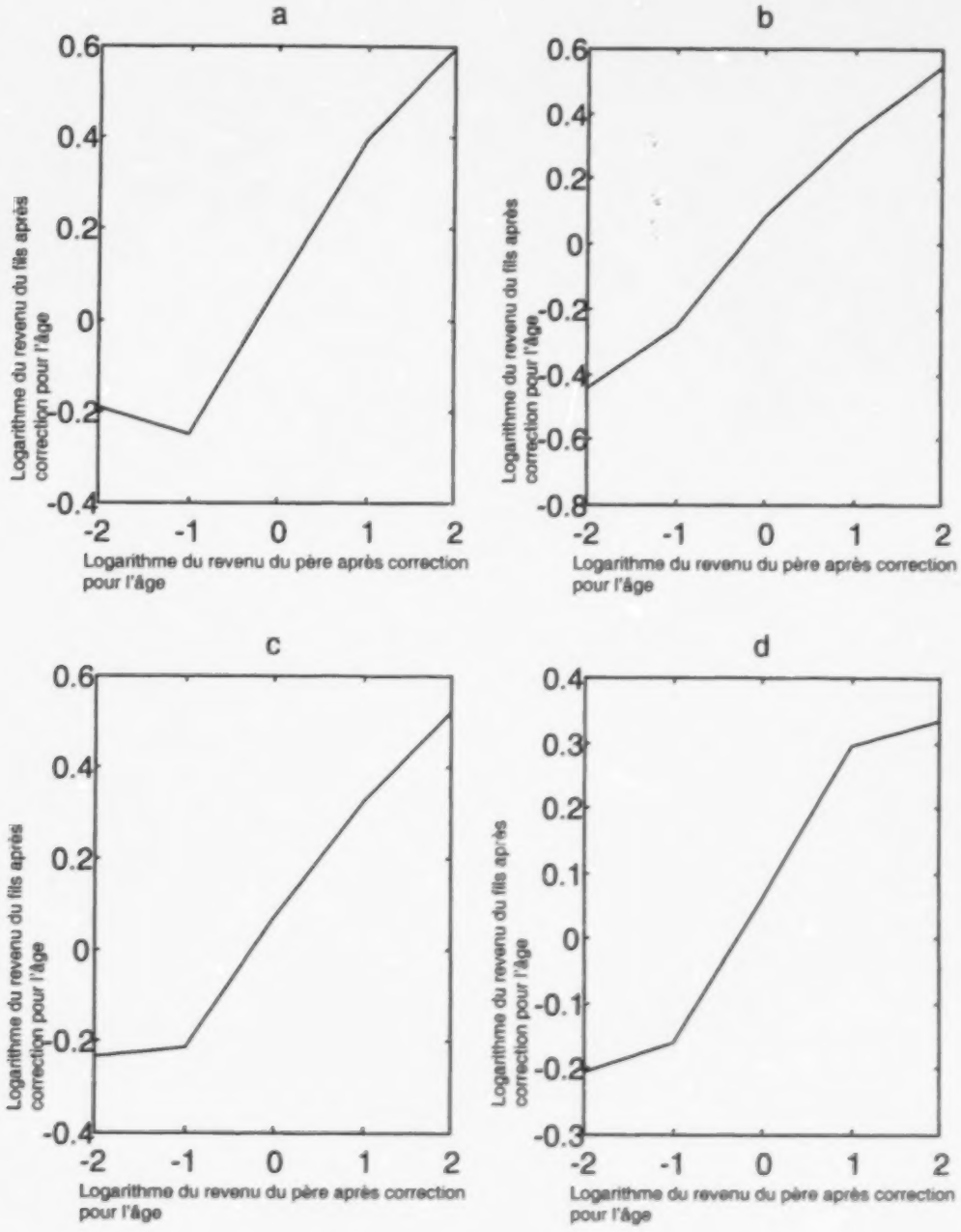
Graphique 5. Profils d'âge-revenu avant et après l'élimination de la tendance temporelle et la correction de l'erreur de mesure. *a*, profils bruts d'âge-revenu; *b*, profils d'âge-revenu après l'élimination de la tendance temporelle et la correction des erreurs



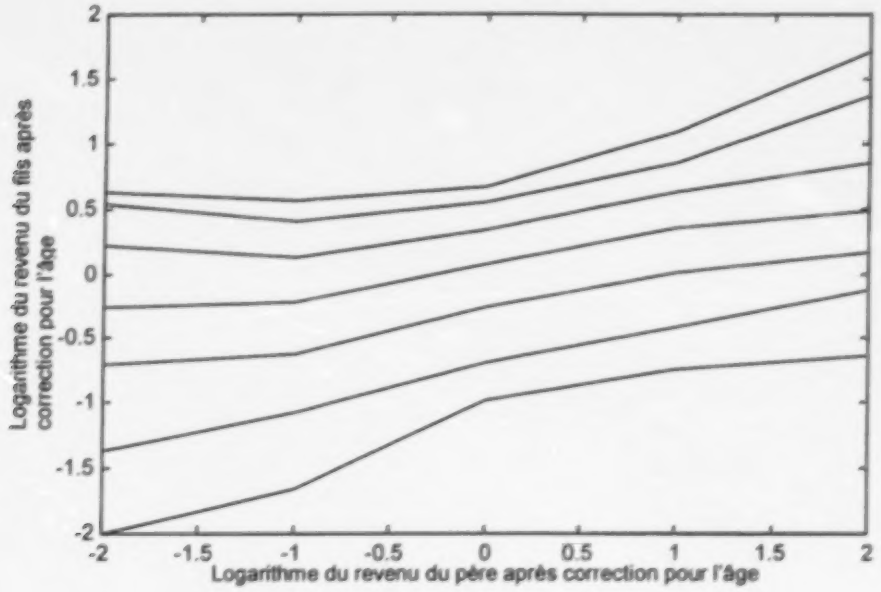
Graphique 6. Estimations de la persistance du revenu selon les années d'observation du père



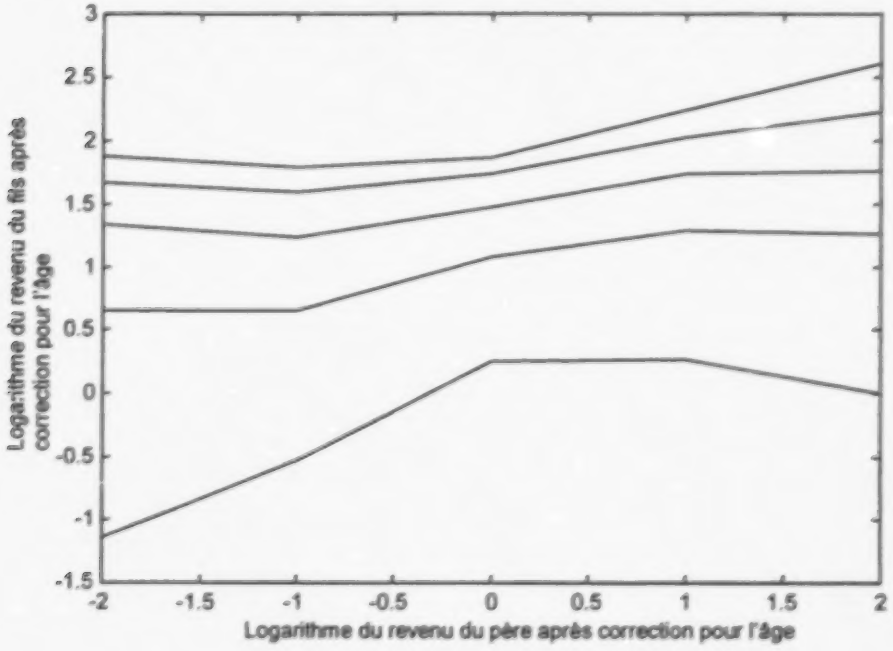
Graphique 7. Fonctions splines estimées pour des sous-ensembles définis selon l'année de naissance du père; *a*, 1939-1943; *b*, 1936-1938; *c*, 1932-1935; *d*, 1928-1931



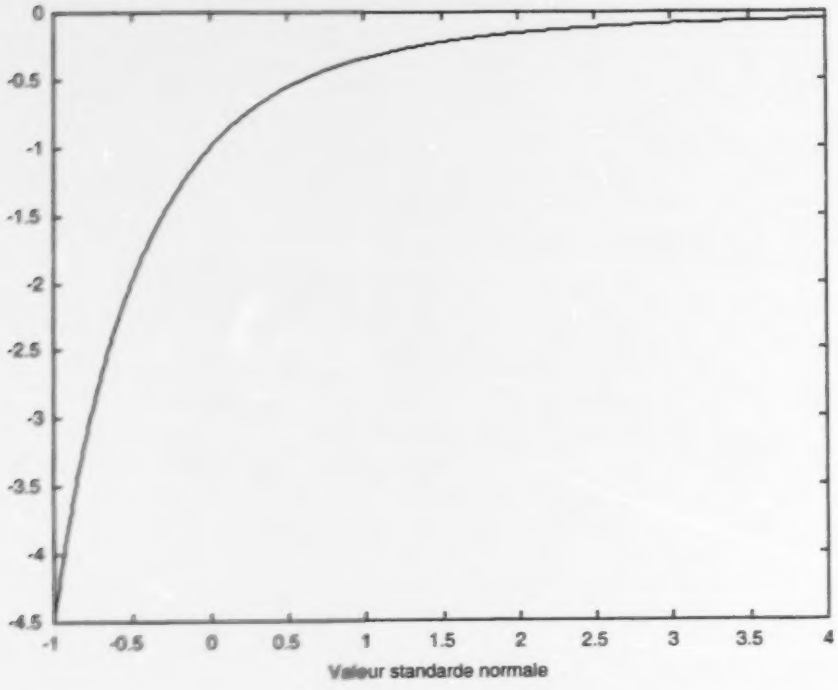
8. Graphique 8. Droites de régression non linéaire par quantile pour les hommes canadiens



Graphique 9. Droites de régression non linéaire par quantile pour les hommes canadiens; incluant les fils ayant un revenu nul ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu



Graphique 10. Valeur de l'expression (17)



Références

Becker, G. S. (1974). "A theory of social interactions." *Journal of Political Economy.* 82:1063-94.

Becker, G. S. et N. Tomes. (1979). "Inequality and intergenerational mobility." *Journal of Political Economy.* 87:1153-89.

Becker, G. S. et N. Tomes. (1986). "Human capital and the rise and fall of families." *Journal of Labor Economics.* 4:S1-S39.

Behrman, J. R. et P. Taubman. (1990). "The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics." *Review of Income and Wealth.* 36:115-27.

Bergstrom, T.C. (1989). "A fresh look at the Rotten Kid Theorem—and other household mysteries." *Journal of Political Economy.* 97:1138-59.

Corak, M. et A. Heisz. (1999). "The intergenerational income mobility of Canadian men." *Journal of Human Resources*, 34:504-33.

Couch, K. A. et T. A. Dunn.(1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United States and Germany." *Journal of Human Resources.* 32:210-32.

Eide, E. R. et M. H. Showalter. (1999) "Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach." *Journal of Human Resources.* 34:253-67.

Grawe, N. D. (2000). "Lifecycle bias in the estimation of intergenerational income persistence." Document non publié.

Koenker, R. et G. Basset, Jr. (1978). "Regression quantiles." *Econometrica.* 46:1149-58.

Mulligan, C. (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.

Peters, H. E. (1992). "Patterns of intergenerational mobility in income and earnings." *Review of Economics and Statistics.* 74:456-66.

Solon, G. (1992). "Intergenerational income mobility in the United States." *American Economic Review.* 82:393-408.

Zimmerman, D. (1992). "Regression toward mediocrity in economic stature." *American Economic Review*, June, 82, 409-29.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
F. *n/a*
G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes par* **Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N° 127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Décembre 2000)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Décembre 2000)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (À venir)**

N° 155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Décembre 2000)***

N° 156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, ***par Omar Zakhilwal (Décembre 2000)***

N° 157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, ***par Marie Drolet (Décembre 2000)***

N° 158 À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt, ***par Nathan D. Grawe (Décembre 2000)***

N° 159 Influences intergénérationnelles sur la perçpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède. ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson and Torun Österberg (Décembre 2000)***

N° 160 Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes, ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997, ***par Andrew Heisz (À venir)***

Que diriez-vous...
QUE DIRIEZ-VOUS de trouver au même endroit tout ce qu'il y a de plus récent en statistiques canadiennes et, du même coup, de réaliser une économie de temps et d'argent pour vous et votre entreprise?
QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où seraient mises à votre portée des données fiables sur tout un éventail de sujets brûlants d'actualité du domaine social et économique canadien?
QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où, en appuyant simplement sur quelques touches, vous auriez accès à des conseils et des données sur mesure fournis par des analystes bien au courant des marchés auxquels vous vous intéressez?
QUE DIRIEZ-VOUS si un tel endroit existait?
EH BIEN, IL EXISTE!
www.statcan.ca
CONÇU POUR LES AFFAIRES
La source officielle de statistiques canadiennes en un endroit et en tout temps*